



TUGAS AKHIR -SS14 1501

**PEMODELAN JUMLAH KASUS PENYAKIT TETANUS
NEONATORUM DI PROVINSI JAWA TIMUR TAHUN
2012 DENGAN *GEOGRAPHICALLY WEIGHTED ZERO-
INFLATED POISSON REGRESSION* (GWZIPR)**

RATIH KUMALA PUSPA NUSANTARA
NRP 1311 100 055

Dosen Pembimbing
Dr. Purhadi, M.Sc.

JURUSAN STATISTIKA
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2015



TUGAS AKHIR - SS14 1501

**PEMODELAN JUMLAH KASUS PENYAKIT TETANUS
NEONATORUM DI PROVINSI JAWA TIMUR TAHUN
2012 *GEOGRAPHICALLY WEIGHTED ZERO-
INFLATED POISSON* (GWZIPR)**

RATIH KUMALA PUSPA NUSANTARA
NRP 1311 100 055

Dosen Pembimbing
Dr. Purhadi, M.Sc

JURUSAN STATISTIKA
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2015



FINAL PROJECT - SS 14 1501

**MODELING THE NUMBER OF NEONATORUM TETANUS
CASES IN EAST JAVA 2012 WITH *GEOGRAPHICALLY
WEIGHTED ZERO-INFLATED POISSON REGRESSION*
(GWZIPR)**

**RATIH KUMALA PUSPA NUSANTARA
NRP 1311 100 055**

**Supervisor:
Dr. Purhadi, M.Sc**

**DEPARTMENT OF STATISTICS
Faculty Of Mathematics And Natural Sciences
Sepuluh Nopember Institute of Technology
Surabaya 2015**

LEMBAR PENGESAHAN

PEMODELAN JUMLAH KASUS PENYAKIT TETANUS NEONATORUM DI JAWA TIMUR TAHUN 2012 DENGAN *GEORAPHICALLY WEIGHTED ZERO-INFLATED POISSON REGRESSION(GWZIPR)*

TUGAS AKHIR

Diajukan Untuk Memenuhi Salah Satu Syarat Kelulusan
Program Studi S-1 Jurusan Statistika
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh :

RATIH KUMALA PUSPA NUSANTARA
NRP 1311 100 055

Disetujui oleh Pembimbing Tugas Akhir

Dr. Purhadi, M.Sc

NIP : 19620204 198701 1 001



Mengetahui

~~Dr. Purhadi, M.Sc~~ Jurusan Statistika FMIPA-ITS

Dr. Muhammad Mashuri, MT

NIP. 19620408 198701 1 001

SURABAYA, JANUARI 2015

**PEMODELAN JUMLAH KASUS PENYAKIT TETANUS
NEONATORUM DI JAWA TIMUR TAHUN 2012 DENGAN
GEOGRAPHICALLY WEIGHTED ZERO-INFLATED POISSON
REGRESSION (GWZIPR)**

Nama : Ratih Kumala Puspa Nusantara
NRP : 1311 100 055
Jurusan : Statistika
Pembimbing : Dr. Purhadi, M.Sc

Abstrak

Pemodelan pada data *count* berdistribusi Poisson sering menggunakan metode regresi Poisson. Banyaknya pelanggaran asumsi kesamaan *mean* dan variansi pada regresi Poisson dapat terjadi karena banyaknya nilai nol pada data. Salah satu metode yang dapat menganalisis banyaknya nilai nol (lebih dari 50%) pada data count adalah dengan regresi *Zero-Inflated Poisson* (ZIP) yang menghasilkan penaksir parameter bersifat global. Akan tetapi data spasial dari berbagai lokasi mewakili perbedaan kondisi di setiap lokasi. Hal itu dapat dipengaruhi oleh karakteristik masyarakat (sosial budaya), kondisi geografis dan ekonom sebagai gambaran adanya faktor spasial. Penelitian ini menjelaskan tentang faktor-faktor yang mempengaruhi penyakit tetanus di seluruh kabupaten dan kota di Provinsi Jawa Timur. Jawa Timur merupakan salah satu provinsi penyumbang kasus tetanus terbanyak kedua di Indonesia. Metode yang digunakan adalah pengembangan dari regresi ZIP yang telah memperhitungkan faktor spasial yang disebut metode *Geographically Weighted Zero-Inflated Poisson* (GWZIPR). Pola persebaran data tetanus di Jawa Timur mengikuti distribusi Poisson dengan *mean* sebesar 0,76 pada Tetanus Neonatorum dengan proporsi nilai nol 76,31%. Penaksiran parameter model GWZIPR dilakukan dengan metode MLE dan diselesaikan menggunakan algoritma Ekspektasi-Maksimalisasi (EM). Dengan pembobot fungsi yang digunakan adalah kernel *Bisquare* menunjukkan bahwa semua parameter berpengaruh pada semua kabupaten/kota di Jawa Timur.

Kata kunci: Algoritma Ekspektasi Maksimalisasi, Tetanus, Geographically Weighted Zero-Inflated Poisson, Maximum Likelihood Estimation, Regresi Zero-Inflated Poisson

MODELLING THE NUMBER OF NEONATORUM TETANUS CASES IN EAST JAVA 2012 WITH GEOGRAPHICALLY WEIGHTED ZERO-INFLATED POISSON REGRESSION

Name : Ratih Kumala Puspa Nusantara
NRP : 1311 100 055
Subject : Statistika
Supervisor : Dr. Purhadi, M.Sc

ABSTRACT

Modeling count data Poisson distributed often using Poisson regression methods . The number of violations of the assumption of equality of the mean and variance of the Poisson regression can occur because of the large value of zero on the data . One method that can analyze the number of zero value (over 50 %) in the data count is the Zero -inflated Poisson regression (ZIP) which produces a global parameter estimator .But the spatial data from a variety of locations representing the different conditions in each location . It can be influenced by the characteristics of the community (social and cultural) , geographical conditions and economists as a description of spatial factors . This study describes the factors that influence the disease tetanus in all counties and cities in the province of East Java . East Java province is one of the second largest contributor of tetanus cases in Indonesia . The method used is floating on the ZIP regression that has taken into account the spatial factor called method Geographically Weighted Zero -inflated Poisson (GWZIPR) . Data distribution pattern in East Java tetanus follow a Poisson distribution with the mean of tetanus neonatorum 0.76 in the proportion of zero value 76.31 % . Estimation of model parameters GWZIPR done with MLE method and solved using Expectation - Maximization algorithm (EM) . With the weighting function used is Bisquare kernel shows that all parameters affects all districts / cities in East Java .

Keywords: Expectation Maximization Algorithm, Tetanus, Geographically Weighted Zero -inflated Poisson , Maximum Likelihood Estimation , Zero -inflated Poisson regression

KATA PENGANTAR

Alhamdulillah dan rasa syukur yang sedalam-sedalamnya penulis ucapkan atas nikmat dan kemurahan Allah sehingga penulis dapat menyelesaikan tugas akhir yang berjudul **“Pemodelan Jumlah Kasus Penyakit Tetanus Neonatorum di Jawa Timur Tahun 2012 dengan *Geographically Weighted Zero-Inflated Poisson Regression (GWZIPR)* dengan baik.**

Penulis menyadari bahwa dalam proses pembuatan buku ini tak lepas dari dukungan dan bantuan dari berbagai pihak. Oleh karena itu, penulis mengucapkan terima kasih banyak kepada :

1. Bapak Dr.Purhadi, M.Sc, selaku dosen pembimbing yang telah bersedia meluangkan waktu dan dengan sabar memberikan bimbingan, ilmu, saran dan motivasi kepada penulis.
2. Bapak Dr. Sutikno S.Si, M.Si dan Bapak Dr. Bambang Otok WIdjanarko, S.Si,M.Si selaku dosen penguji atas kritik dan saran yang membangun dalam penyusunan Tugas Akhir ini.
3. Bapak Dr. Muhammad Mashuri, MT selaku Ketua Jurusan dan Ibu Dra.Lucia Aridinanti, MT selaku Ketua Prodi S1 Statistika ITS yang telah memberikan fasilitas demi kelancaran penyelesaian Tugas Akhir ini.
4. Bapak dan ibu yang senantiasa menyebut nama penulis dalam setiap doa-doanya agar penulis dapat meraih kesuksesan, kebahagiaan dan tetap berada dalam lindungan-Nya. Kakak dan adik yang senantiasa mencurahkan perhatian dan kasih sayang kepada penulis serta seluruh keluarga besar penulis. Terima kasih, kalian adalah alasan yang membuat penulis bisa sampai ke titik ini.
5. Grup Mentoring Statistika ITS terutama Mbak Asih, terima kasih telah mengembalikan penulis menuju kebahagiaan yang sesungguhnya kepada Allah SWT, *barakallah...HIMASTA-ITS*, kawah candradimuka yang telah memberikan bekal awal sebagai mahasiswa dan memberikan banyak fasilitas kepada penulis untuk mengembangkan diri.
6. Teman-teman Pemandu BEM FMIPA-ITS, terima kasih telah mengajarkan penulis menjadi *leader*, *follower* serta

mengajarkan *teamwork* yang baik. Sebuah pengalaman yang mengesankan bisa bergabung dengan kalian.

7. Mbak Lutfha yang selalu dan selalu mau direpotkan buat mengajarkan ilmu GWZIPR kepada penulis.
8. Saudara-saudara $\Sigma 22$ Great Statistika 2011, kalian luar biasa serta teman-teman seperjuangan PW111, yang saling mendukung dan memberi semangat dalam proses penyelesaian Tugas Akhir agar bisa bersama-sama menuju Graha, terutama TIM SPASIAL Wahendra dan Lucky.
9. Mas Hendra yang selalu sabar dan perhatian kepada penulis saat suka maupun sedih yang berkepanjangan.
10. Sahabat terbaik Ochak, Kikek, dan Clara yang mau menjadi teman berbagi sejak maba serta para penghuni mess BATAN Jakarta, ichu, onyu, bray, aul, karti, dan dova atas kesediaannya berbagi suka dan duka bersama penulis selama di Jakarta.

serta semua pihak yang tak bisa penulis sebutkan satu persatu. Selain ucapan terima kasih, penulis juga memohon maaf apabila terdapat kesalahan dalam penulisan tugas akhir ini. Penulis menyadari bahwa penulis masih perlu banyak belajar. Oleh karena itu, penulis mengharapkan kritik dan saran dari pembaca agar kedepannya lebih baik. Akhir kata, semoga buku ini dapat bermanfaat bagi kita semua. Amin.

Surabaya, Januari 2015

Penulis

DAFTAR ISI

	Halaman
HALAMAN JUDUL	i
LEMBAR PENGESAHAN	v
ABSTRAK	vii
ABSTRACT	ix
KATA PENGANTAR	xi
DAFTAR ISI	xiii
DAFTAR GAMBAR	xvii
DAFTAR TABEL	xix
DAFTAR LAMPIRAN	xxi
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Rumusan Masalah.....	4
1.3 Tujuan Penelitian.....	5
1.4 Manfaat Penelitian.....	5
1.5 Batasan Masalah.....	5
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	7
2.1 Regresi Poisson.....	7
2.1.1 Penaksiran Parameter Model Regresi Poisson.....	9
2.1.2 Pengujian Parameter Model Regresi Poisson.....	12
2.2 Regresi <i>Zero-Inflated Poisson</i> (ZIP).....	15
2.2.1 Penaksiran Parameter Model ZIP.....	16
2.2.2 Pengujian Parameter Model ZIP.....	21
2.3 <i>Geographically Weighted Zero-Inflated Poisson Regression</i>	25
2.3.1 Pengujian Hipotesis Model GWZIPR.....	28
2.3.2 Pengujian Serentak Parameter Model GWZIPR.....	29
2.3.3 Pengujian Parsial Parameter Model GWZIPR.....	30

2.4	Multikolinearitas.....	32
2.5	Efek Spasial	32
	2.5.1 Penentuan <i>Bandwidth</i> dan Pembobot Optimum ...	32
	2.5.2 Dependensi Spasial.....	34
	2.5.3 Heterogenitas Spasial.....	35
2.6	Penyakit Tetanus.....	36
2.7	Faktor Risiko Tetanus.....	37
BAB III METODOLOGI PENELITIAN.....		39
3.1	Sumber Data	39
3.2	Variabel Penelitian.....	39
3.3	Metode Analisis Data	41
BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN.....		45
4.1	Karakteristik Jumlah Kasus Tetanus di Jawa Timur.....	45
	4.1.1 Jumlah Kasus Penyakit Tetanus.....	45
	4.1.2 Variabel Prediktor Penyakit Tetanus	46
4.2	Identifikasi Pola Hubungan Antar Variabel.....	48
4.3	Pemodelan Jumlah Kasus Tetanus dengan Regresi ZIP ..	49
	4.3.1 Pemeriksaan Multikolinieritas	49
	4.3.1 Uji Parsial Parameter Regresi ZIP	50
	4.3.2 Uji Serentak Parameter Regresi ZIP	52
4.4	Pengujian Aspek Spasial Jumlah Kasus Tetanus dengan metode GWZIPR.....	52
	4.4.1 Uji Dependensi Spasial.....	55
	4.4.2 Uji Heterogenitas Spasial.....	56
	4.4.3 Uji Kesamaan Model GWZIPR	57
	4.4.4 Uji Serentak Parameter Model GWZIPR.....	57
	4.4.5 Uji Parsial Parameter Model GWZIPR.....	58
BAB V PENUTUP		67
5.1	Kesimpulan	68

5.2	Saran.....	68
DAFTAR PUSTAKA		69
LAMPIRAN.....		73

DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 3.1 Variabel Penelitian.....	39
Tabel 3.2 Struktur Data dalam Penelitian.....	41
Tabel 4.1 Rata-rata, Standar Deviasi, Minimum dan Maksimum Variabel	47
Tabel 4.2 Nilai VIF Variabel Prediktor	50
Tabel 4.3 Hasil Taksiran Parameter Regresi ZIP Tetanus Neonatorum	51
Tabel 4.4 Jarak Euclid dan Pembobot di Kabupaten Tuban.....	53
Tabel 4.5 Taksiran Parameter Tetanus Neonatorum Model GWZIPR di Seluruh Kabupaten/Kota	54
Tabel 4.6 Perbandingan Nilai Devians Regresi ZIP dan GWZIPR.....	57
Tabel 4.7 Hasil Taksiran Parameter Tetanus Neonatorum Model GWZIPR Kab. Tuban.....	59
Tabel 4.8 Perbandingan Proporsi Nilai Nol pada Data.....	61
Tabel 4.9 Daftar Variabel yang Signifikan di Setiap Kabupaten/ Kota Model GWZIPR dengan Proporsi Nilai Nol 75,68%.....	62
Tabel 4.10 Hasil Pengelompokkan Kabupaten/Kota Berdasarkan Variabel yang Signifikan pada Model GWZIPR	64

DAFTAR GAMBAR

Gambar	Judul	Halaman
3.1	Diagram Alir Proses Penelitian	43
4.1	Pola Persebaran Kasus Tetanus di Jawa Timur.....	46
4.2	Pola Hubungan Variabel Prediktor dan Respon.....	48

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Salah satu aspek kualitas sumber daya manusia yang perlu diperhatikan di seluruh dunia sebagai pencapaian komitmen internasional yang dituangkan pada *Millenium Development Goal's* (MDG's) adalah aspek kesehatan. Angka kematian ibu dan anak merupakan suatu indikator kesehatan yang dapat memberikan gambaran mengenai dimensi derajat kesehatan yang dicapai pada pembangunan bidang kesehatan. Dalam Sistem Kesehatan Nasional, angka-angka tersebut dipakai untuk menilai derajat kesehatan yang akan dicapai pada tahun 2000 (Budiarso, 1983). Eliminasi Tetanus Maternal dan Neonatal (TMN) merupakan salah satu tujuan dari program kebijaksanaan pembangunan kesehatan hingga ke tingkat dimana TMN tidak lagi menjadi masalah utama kesehatan masyarakat. (Kemenkes RI, 2012). Program untuk mengeliminasi Tetanus Neonatorum di Indonesia mengadopsi tiga pendekatan imunisasi untuk memberikan perlindungan terhadap ibu dan bayinya, yaitu jangka pendek, jangka panjang dan program akselerasi.

Selama lebih dari lima belas tahun ditengarai tingkat kematian anak balita menurun sebesar 42%, tingkat kematian bayi 31% dan tingkat kematian pascaneonatal 50% (Depkes RI, 2005). Dibalik kemajuan tersebut, ternyata Indonesia masih memiliki angka kematian bayi dan kematian ibu yang tertinggi di wilayah ASEAN (Sandra, 2010). Angka kematian bayi (AKB) di Indonesia menurut SDKI tahun 2007 adalah 34 kematian per 1000 kelahiran hidup dan kematian yang tertinggi terjadi pada periode neonatal (0-28 hari). Angka kematian neonatal di Indonesia adalah 19 per 1000 kelahiran hidup dan Tetanus Neonatorum merupakan salah satu penyebab utamanya, sehingga tetanus merupakan penyakit yang masih menjadi masalah kesehatan di Indonesia (Dinkes Jatim, 2013). Faktor-faktor yang

mempengaruhi tingginya angka Tetanus Neonatorum ini adalah karena perawatan tali pusat yang tidak memenuhi persyaratan kesehatan, pertolongan persalinan yang tidak memenuhi syarat pertolongan bersih dan aman dan pemberian imunisasi TT pada ibu hamil tidak lengkap atau tidak dilakukan.

Tetanus adalah suatu toksemia akut yang disebabkan oleh eksotoksin yang dihasilkan oleh *Clostridium tetani*, yang dapat larut (tetanospasmin). Biasanya toksin dihasilkan oleh bentuk vegetative organisme tersebut pada tempat terjadinya perlukaan lalu diangkut serta difiksasi di dalam susunan syaraf pusat. Tetanus ini biasanya akut dan menimbulkan paralitik spastik yang disebabkan tetanospasmin. Tetanus Neonatorum terjadi pada neonates (bayi berusia 0-28 hari) dan menyerupai tetanus generalisata. Spora dari kuman *Clostridium Tetani* masuk melalui pintu masuk satu-satunya ke tubuh bayi baru lahir, yaitu tali pusat.

Tetanus Neonatorum dapat dicegah dengan persalinan dan penanganan tali pusat yang higienis dan dengan imunisasi dengan vaksin tetanus. Akan tetapi pencapaian target ETN belum terpenuhi karena masih terdapat kabupaten/kota yang belum memenuhi target ETN yaitu 1 per 1000 kelahiran hidup di setiap kabupaten/kota (Kemenkes, 2012). Penyakit tetanus ini salah satu penyakit yang perlu diperhatikan di Jawa Timur. Provinsi Jawa Timur merupakan provinsi dengan kasus penyakit tetanus tertinggi kedua di Indonesia yaitu sebanyak 29 kasus Tetanus Neonatorum dan 84 kasus Tetanus Non-neonatorum dengan kasus kematian 15 orang pada tahun 2012. Kasus ini tersebar di 9 kabupaten/kota dimana Kabupaten Jember dan Kabupaten Bangkalan memiliki kasus tertinggi yaitu 7 kasus (Dinkes Jatim, 2013). Kejadian tetanus di Jawa Timur relatif jarang terjadi karena adanya program imunisasi yang digalakkan pemerintah sejak tahun 1979. Meskipun demikian penyakit tetanus tidak dapat dianggap remeh karena dapat menyebabkan kematian jika tidak segera ditangani. Apabila variabel respon penyakit Tetanus Neonatorum yang diambil merupakan variabel

diskrit yang berdistribusi poisson maka hubungan antara variabel respon dan variabel prediktor dapat diketahui dengan model regresi poisson. Besarnya proporsi nilai nol pada respon tetanus ini membuat pelanggaran asumsi kesamaan *mean* dan *varians* pada regresi Poisson. Metode yang digunakan untuk menganalisis data *count* berdistribusi Poisson yang mengandung banyak nilai nol adalah regresi *Zero-Inflated Poisson*.

Regresi ZIP menghasilkan penaksir parameter yang bersifat global untuk seluruh lokasi data. Data yang diambil dari beberapa lokasi mewakili kondisi yang berbeda dari masing-masing lokasi. Hal ini dipengaruhi oleh karakteristik masyarakat (sosial budaya), kondisi geografis (kenampakan alam) dan perekonomian antara lokasi yang satu dengan lokasi yang lain (Amaliana, 2014). Dengan adanya hal tersebut, maka dilakukan pengembangan metode pada regresi ZIP yang telah memperhitungkan faktor spasial, yaitu metode *Geographically Weighted Zero-Inflated Poisson Regression* (GWZIPR).

Penelitian sebelumnya menggunakan metode *Geographically Weighted Zero-Inflated Poisson Regression* (GWZIPR) pernah dilakukan oleh Lutfhatul Amaliana (2014) dalam penelitiannya yaitu Pemodelan GWZIPR dengan studi kasus jumlah penyakit kasus *filariasis* di Jawa Timur Tahun 2012.

Untuk penelitian sebelumnya tentang Tetanus Neonatorum pernah dilakukan oleh (Dina, 2009) mengenai gambaran epidemiologi kasus dan kematian tetanus neonatorum di Kabupaten Serang pada tahun 2005-2008 dengan menggunakan distribusi frekuensi sehingga didapatkan distribusi frekuensi kasus dan kematian Tetanus Neonatorum berdasarkan riwayat perawatan kehamilan, pertolongan persalinan dan perawatan tali pusat di Kabupaten Serang tahun 2005-2008. Selain itu terdapat penelitian mengenai pemodelan faktor-faktor yang mempengaruhi penyakit Tetanus Neonatorum di Jawa Timur menggunakan metode *Zero-Inflated Generalized Poisson* oleh Siska Puji Lestari (2014). Penelitian tersebut menggunakan

ZIGP yang tidak memperhitungkan keadaan spasial di Jawa Timur. Penelitian kali ini akan membahas pemodelan dengan variabel respon kasus penyakit Tetanus Neonatorum di Jawa Timur dengan menggunakan metode penggabungan *Geographically Weighted Zero-Inflated Poisson Regression* (GWZIPR).

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan pada latar belakang yang telah dijelaskan sebelumnya, dapat dirumuskan permasalahan penelitian adalah:

1. Bagaimana karakteristik jumlah kasus Tetanus Neonatorum di Jawa Timur pada tahun 2012?
2. Bagaimana perbandingan antara model regresi ZIP dan GWZIPR dalam memodelkan faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kasus Tetanus Neonatorum di Jawa Timur pada tahun 2012?

1.3 Tujuan

Tujuan penelitian yang dicapai pada penelitian ini adalah

1. Mendeskripsikan jumlah kasus Tetanus Neonatorum di Jawa Timur pada tahun 2012.
2. Membandingkan analisis regresi ZIP dan GWZIPR untuk jumlah kasus Tetanus Neonatorum di Jawa Timur pada tahun 2012.

1.4 Manfaat

Manfaat yang ingin diperoleh dari penelitian ini diantaranya adalah sebagai berikut.

1. Mengembangkan wawasan yang berkaitan dengan *Geographically Weighted Regression* dan *Zero Inflated Poisson*.
2. Dapat menjadi informasi bagi pengelola program dan pengambil keputusan di Dinas Kesehatan pemerintah Propinsi Jawa Timur terkait faktor-faktor yang mempengaruhi penyakit tetanus

1.5 Batasan Masalah

Batasan masalah dalam penelitian ini adalah wilayah Propinsi Jawa Timur dengan model GWZIPR yang menggunakan metode MLE dalam penaksiran parameter dan *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) dalam penentuan statistik uji. Selain itu data yang digunakan adalah data “Data penyakit Tetanus Pada Profil Kesehatan Propinsi Jawa Timur tahun 2012”.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB II TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Regresi Poisson

Salah satu metode statistika yang digunakan untuk menggambarkan hubungan paling tepat antara variabel respon Y dan variabel prediktor X dengan mengasumsikan variabel Y berdistribusi Poisson adalah regresi Poisson. Distribusi Poisson sering digunakan untuk kejadian-kejadian yang jarang terjadi. Dengan menggunakan model regresi poisson ini dapat diprediksi nilai dari variabel respon berdasarkan variabel prediktor yang ada, serta dapat pula diketahui pola hubungan antara variabel respon dan prediktor. Model regresi Poisson adalah salah satu kasus khusus dari *Generalized Linear Model* (GLM). Suatu model dikatakan GLM, apabila memiliki tiga komponen berikut ini (McCullagh & Nelder, 1989):

- a. Komponen random, yaitu komponen dari variabel respon (Y) yang independen dari pengambilan sebanyak n observasi, dengan Y termasuk dalam keluarga sebaran eksponensial.
- b. Komponen sistematis, yaitu x_1, x_2, \dots, x_k yang menghasilkan prediktor linier, yaitu suatu fungsi linier dari variabel-variabel prediktor (X).
- c. Fungsi penghubung (*link function*) $g(\cdot)$, yang menggambarkan hubungan antara nilai ekspektasi dari variabel respon, yaitu $\mu = E(Y)$, dengan prediktor liniernya yang dapat dituliskan sebagai berikut:

$$g(\mu_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} \quad (2.1)$$

Beberapa *link function* yang sering digunakan diantaranya adalah fungsi log. Persamaan (2.1) dengan *link function* \ln , dapat dituliskan sebagai:

$$\begin{aligned} \ln(\mu_i) &= \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \\ &= \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} + \varepsilon_i; \quad i = 1, 2, \dots, n \end{aligned}$$

Variabel respon (Y) dapat dikatakan berdistribusi Poisson

dengan parameter μ dengan $Y = 0, 1, 2, \dots$ dengan fungsi probabilitas digambarkan sebagai berikut (Myers, 1990):

$$P(Y = y, \mu) = \begin{cases} e^{-\mu} \frac{\mu^y}{y!} & , y = 0, 1, 2, \dots \\ 0 & , \text{lainnya} \end{cases} \quad (2.3)$$

dimana nilai ekspektasi (*mean*) dan variansi dari Y yang berdistribusi Poisson adalah μ , dengan $\mu > 0$. Kondisi ini disebut pula dengan *equidispersion*. Karena nilai ekspektasi sama dengan variansi maka sembaran faktor akan berpengaruh terhadap lainnya, sehingga asumsi homogenitas tidak harus dipenuhi pada data Poisson (Khosghofar & Szabo, 2004).

Banyaknya peristiwa yang terjadi sering bergantung pada variabel-variabel prediktor, x_1, x_2, \dots, x_k , saat pengambilan data dilakukan. Bentuk matriks dari variabel respon, variabel-variabel prediktor, dan parameter regresi Poisson dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} \quad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{21} & \cdots & x_{n1} \\ 1 & x_{12} & x_{21} & \cdots & x_{n1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{1k} & x_{2k} & \cdots & x_{nk} \end{bmatrix} \quad \text{dan} \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix}$$

Generalized Linear Model standar untuk data *count* adalah model regresi Poisson dengan *link function* \ln . *Mean* dari distribusi Poisson yang merupakan fungsi dari variabel-variabel prediktornya ditunjukkan oleh model regresi Poisson.

Model regresi Poisson dengan sampel acak $Y_i \sim \text{Poisson}(\mu_i), i = 1, 2, \dots, n$ dan rata-rata μ_i bergantung pada variabel prediktor (X) dan vector koefisien regresi $\boldsymbol{\beta}$. Myers, dkk. (1990), Grene (2003), dan Cameron dan Travedi (2005) menuliskan model regresi Poisson sebagai berikut:

$$\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) \quad (2.4)$$

dengan:

μ_i :rata-rata jumlah peristiwa yang terjadi pada periode waktu tertentu

\mathbf{x}_i :vektor dari variabel prediktor, $\mathbf{x}_i^T = [1 \ x_{i1} \ x_{i2} \ \dots \ x_{ik}]$,

$\boldsymbol{\beta}$:vektor dari parameter regresi Poisson $\boldsymbol{\beta}^T = [\beta_0 \ \beta_1 \ \dots \ \beta_k]$

Tetapi model ini memiliki kelemahan yaitu prediktor linear ($\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}$) dapat diasumsikan dengan sembarang nilai, padahal rata-rata Poisson merupakan nilai non negatif. Untuk mengatasi permasalahan ini digunakan *link function* $g(.) = \ln \mu_i$ dimana:

$$\begin{aligned} \ln(\mu_i) &= \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} \\ \ln(\mu_i) &= \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}; i=1, 2, \dots, n \\ \ln \mu_i &= \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} \\ \mu_i &= e^{(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \end{aligned} \tag{2.5}$$

2.1.1 Penaksiran Parameter Model Regresi Poisson

Penaksir parameter regresi Poisson dilakukan dengan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan taksiran maksimum *likelihood* dari model regresi Poisson (Myers, 1990). Diperoleh fungsi *likelihood* sebagai berikut:

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\beta}) &= \prod_{i=1}^n \mu_i^{y_i} \frac{e^{-\mu_i}}{y_i!} \\ &= \prod_{i=1}^n \left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} \right)^{y_i} \frac{e^{-\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} \right)}}{y_i!} \end{aligned} \tag{2.6}$$

Dan fungsi \ln *likelihood* dari persamaan (2.6) adalah:

$$\begin{aligned}
\ln L(\boldsymbol{\beta}) &= \ln \left(\prod_{i=1}^n \left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} \right)^{y_i} \frac{e^{-\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} \right)}}{y_i!} \right) \\
&= \sum_{i=1}^n y_i \ln e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} - \sum_{i=1}^n e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} - \sum_{i=1}^n \ln(y_i!) \\
&= \sum_{i=1}^n y_i \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} - \sum_{i=1}^n e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} - \sum_{i=1}^n \ln(y_i!) \tag{2.7}
\end{aligned}$$

Parameter model regresi Poisson yang ditaksir dengan MLE, yaitu $\hat{\boldsymbol{\beta}}$, dapat diperoleh dengan mencari turunan pertama fungsi \ln *likelihood* pada persamaan (2.7) dan dilanjutkan dengan mencari turunan kedua, yaitu:

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} = \sum_{i=1}^n y_i \mathbf{x}_i - \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} \tag{2.8}$$

$$\sum_{i=1}^n y_i \mathbf{x}_i - \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} = 0 \tag{2.9}$$

$$\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \boldsymbol{\beta}^T} = - \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i^T \mathbf{x}_i e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} \tag{2.10}$$

Beberapa kasus tertentu, cara derivative ini kadang tidak menghasilkan solusi eksplisit karena persamaannya masih berbentuk implisit. Seperti pada persamaan (2.9) di atas yang tidak dapat diselesaikan secara analitik, sehingga perlu digunakan prosedur iteratsi numerik yaitu (Greene, 2003) dan (Cameron & Trivedi, 1998) menggunakan metode Newton –Rhapson untuk mencari solusi dari persamaan (2.9). Berikut ini adalah algoritma dari metode Newton-Rhapson:

1. Membentuk vektor gradien g yang berukuran $(k+1) \times 1$, yaitu:

$$\mathbf{g}(\hat{\boldsymbol{\beta}}^{(m)}) = \begin{pmatrix} \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_0} \\ \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_1} \\ \vdots \\ \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_k} \end{pmatrix}_{\boldsymbol{\beta}=\hat{\boldsymbol{\beta}}^{(m)}} \quad (2.11)$$

Dimana k menunjukan banyaknya parameter yang ditaksir (variabel prediktor).

2. Membentuk matriks Hessian (\mathbf{H}) berukuran $(k+1) \times (k+1)$, yang bersifat simetris, dan sering disebut sebagai matriks informasi, yaitu:

$$\mathbf{H}(\hat{\boldsymbol{\beta}}^{(m)}) = \begin{pmatrix} \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_0^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_0 \partial \beta_1} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_0 \partial \beta_k} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_1 \partial \beta_0} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_1^2} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_1 \partial \beta_k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_k \partial \beta_0} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_k \partial \beta_1} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_k^2} \end{pmatrix}_{\boldsymbol{\beta}=\hat{\boldsymbol{\beta}}^{(m)}} \quad (2.12)$$

3. Memasukkan nilai $\hat{\boldsymbol{\beta}}^{(0)}$, merupakan taksiran awal parameter $\hat{\boldsymbol{\beta}}$, biasanya diperoleh dengan menggunakan metode *Ordinary Least Square* (OLS), yaitu:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}^{(0)} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y} \quad (2.13)$$

4. Substitusikan nilai $\hat{\boldsymbol{\beta}}^{(0)}$ ke dalam elemen-elemen vektor gradien \mathbf{g} dan matriks dan matriks hessian \mathbf{H} . Diperoleh hasil $\mathbf{g}(\hat{\boldsymbol{\beta}}^{(0)})$ dan $\mathbf{H}(\hat{\boldsymbol{\beta}}^{(0)})$.
5. Mulai dari $m = 0$ dilakukan iterasi pada persamaan:

$$\hat{\beta}^{(m+1)} = \hat{\beta}^{(m)} - \mathbf{H}^{-1}(\hat{\beta}^{(m)}) \mathbf{g}(\hat{\beta}^{(m)}) \quad (2.14)$$

Nilai $\hat{\beta}^{(m)}$ merupakan sekumpulan penaksir parameter yang konvergen pada iterasi ke- m .

6. Apabila penaksir parameter belum didapatkan maka diiterasi kembali sehingga iterasi ke $m = m + 1$ atau telah diperoleh penaksir parameter dikatakan konvergen jika memenuhi

$$\left\| \hat{\beta}^{(m+1)} - \hat{\beta}^{(m)} \right\| \leq \varepsilon, \text{ dimana } \varepsilon \text{ adalah suatu nilai yang sangat kecil dan telah ditetapkan sebelumnya, misalkan } 10^{-5}.$$

2.1.2 Pengujian Parameter Model Regresi Poisson

Untuk mengetahui kesesuaian model yang terbentuk setelah diperoleh penaksir parameter pada model regresi Poisson dapat dilakukan pengujian. Pengujian parameter pada model regresi Poisson dilakukan secara serentak maupun parsial.

- a. Pengujian Serentak

Hipotesis pada pengujian parameter serentak regresi Poisson adalah:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, k$$

Statistik uji yang digunakan dalam pengujian ini diperoleh dengan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT). *Likelihood ratio* dibentuk dari pembagian antara dua fungsi *likelihood* yaitu $L(\hat{\omega})$ dan $L(\hat{\Omega})$, yang berkaitan dengan model regresi yang diperoleh. ω adalah himpunan parameter dibawah hipotesis nol, sedangkan Ω adalah himpunan parameter dibawah populasi. Maka $L(\hat{\omega})$ adalah fungsi *likelihood* dari model regresi yang sedang dianalisis, sedangkan $L(\hat{\Omega})$ adalah fungsi *likelihood* dari model regresi penuh (*saturated model*). Fungsi *ln likelihood* untuk himpunan parameter di bawah H_0 benar

$(\omega = \{\beta_0\})$, adalah:

$$L(\hat{\omega}) = -ne^{\hat{\beta}_0} + \hat{\beta}_0 \sum_{i=1}^n y_i - \sum_{i=1}^n \ln(y_i!) \quad (2.15)$$

Sedangkan fungsi *likelihood* untuk himpunan parameter di bawah populasi, $\Omega = \{\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\}$, adalah:

$$L(\hat{\Omega}) = -\sum_{i=1}^n e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}} + \sum_{i=1}^n y_i \mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}} - \sum_{i=1}^n \ln(y_i!)$$

(2.16)

dimana $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ adalah hasil estimasi parameter yang diperoleh pada subbab 2.1.1 dan $\hat{\beta}_0$ adalah $\ln \bar{y}$ yang merupakan elemen dari $\hat{\boldsymbol{\beta}}$.

Devians untuk model regresi Poisson dapat dituliskan oleh (Myers, 1990), (Greene, 2003) dan (Cameron & Trivedi, 1998) sebagai berikut:

$$\begin{aligned} G = -2 \ln \Lambda &= -2 \ln \left[\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right] \\ &= 2 \left[-\sum_{i=1}^n e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}} + \sum_{i=1}^n y_i \mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}} + ne^{\hat{\beta}_0} + \hat{\beta}_0 \sum_{i=1}^n y_i \right] \end{aligned} \quad (2.17)$$

Devians merupakan pendekatan dari distribusi χ^2 dengan ukuran sampel besar dan memiliki derajat bebas (p-q), dimana p adalah jumlah parameter di bawah populasi dan q adalah jumlah parameter di bawah H_0 benar. Untuk kriteria pengujian, tolak H_0 benar pada tingkat signifikansi α jika $G > \chi^2_{n-p, \alpha}$. Nilai devians akan semakin kecil jika parameter di dalam model semakin bertambah (McCullagh & Nelder, 1989). Semakin kecil devians menyebabkan semakin kecil tingkat kesalahan yang dihasilkan, sehingga model menjadi semakin tepat.

b. Pengujian Parsial

Hipotesis pada pengujian parsial parameter regresi Poisson adalah.

$$H_0 : \beta_j = 0$$

H_1 : paling sedikit ada satu $\beta_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, k$

Statistik uji yang digunakan pada pengujian parsial ini yaitu.

$$Z_j = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)} \quad (2.18)$$

Besarnya $se(\hat{\beta}_j) = \sqrt{var(\hat{\beta}_j)}$, dimana $var(\hat{\beta}_j)$ merupakan elemen diagonal ke $j + 1$ pada matriks varians kovarians dari $\hat{\beta}_j$ yaitu $V(\hat{\beta}_j)$ yang merupakan negatif dari invers matriks Hessian $[H(\hat{\beta}_j)]^{-1}$. Kriteria penolakan H_0 dalam pengujian ini yaitu tolak H_0 jika nilai $|Z_j| > Z_{\alpha/2}$.

2.2 Regresi Zero-Inflated Poisson (ZIP)

Pada subbab 2.1 telah dijelaskan mengenai asumsi kesamaan *mean* dan variansi (*equidispersion*) yang harus dipenuhi pada model regresi Poisson. Akan tetapi, pada kasus dengan variabel respon mengandung nilai nol dalam proporsi besar (*zero inflation*) yaitu lebih dari 50%, model regresi *Zero Inflated-Poisson* (ZIP) lebih disarankan (Lambert, 1992).

Model regresi ZIP adalah salah satu alternatif metode untuk menganalisis data dengan banyak nilai nol yang terkandung pada variabel respon. Banyaknya nilai nol pada data dapat mengakibatkan pelanggaran pada asumsi kesamaan *mean* dan variansi pada distribusi Poisson. Untuk setiap pengamatan pada variabel respon, Y_1, Y_2, \dots, Y_n yang saling bebas, dan

$$Y_i \sim \begin{cases} 0 & , \text{ dengan peluang } \pi_i \\ \text{Poisson}(\mu_i) & , \text{ dengan peluang } (1 - \pi_i) \end{cases} \quad (2.19)$$

Fungsi probabilitas untuk Y_i adalah:

$$P(Y_i = y_i) = \begin{cases} \pi_i + (1 - \pi_i)e^{-\mu_i} & , \text{ untuk } y_i = 0 \\ \frac{(1 - \pi_i)e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!} & , \text{ untuk } y_i > 0 \end{cases} \quad (2.20)$$

dengan parameter $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1 \mu_2 \cdots \mu_n)^T$ dan $\boldsymbol{\pi} = (\pi_1 \pi_2 \cdots \pi_n)^T$ yang memenuhi persamaan:

$$\mu_i = e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} \quad (2.21)$$

$$\pi_i = \frac{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}}}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}}} \text{ dan } (1 - \pi_i) = \frac{1}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}}} \quad (2.22)$$

dimana,

$\boldsymbol{\beta}$: vektor dari parameter regresi yang akan ditaksir,

$\boldsymbol{\gamma}$: vektor dari parameter regresi yang akan ditaksir,

\mathbf{X} : matriks berukuran $n \times (k+1)$, yang berisi variabel-variabel prediktor berbeda yang berhubungan dengan peluang pada pengelompokan data yang bernilai 0 (*zero state*) $y_i = 0$ dan *mean* pada distribusi Poisson (*poisson state*) $y_i > 0$. Nilai ekspektasi dan variansi dari Y_i dapat dituliskan sebagai berikut.

$$E(Y_i) = \mu_i (1 - \pi_i) \quad (2.23)$$

$$Var(Y_i) = \mu_i (1 - \pi_i) (1 + \mu_i \pi_i) \quad (2.24)$$

Dengan mensubstitusikan persamaan (2.21) dan (2.22) ke persamaan (2.20), diperoleh:

$$P(Y_i = y_i) = \begin{cases} \frac{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}} + e^{-e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}}}}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}}} & , \text{ untuk } y_i = 0 \\ \frac{1}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}}} \left(\exp \left(-e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} + (\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) y_i \right) \right) & , \text{ untuk } y_i > 0 \end{cases}$$

2.2.1 Penaksiran Parameter Model Regresi ZIP

Penaksiran parameter pada model regresi ZIP dilakukan dengan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE), dimana fungsi kepadatan peluang dari Y_i diketahui (Lambert, 1992). Fungsi *likelihood* dari model regresi ZIP yang terbentuk adalah:

$$L(\gamma, \beta) = \begin{cases} \prod_{i=1}^n \frac{e^{\mathbf{x}_i^T \gamma} + e^{-e^{\mathbf{x}_i^T \beta}}}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \gamma}} & , \text{ untuk } y_i = 0 \\ \prod_{i=1}^n \frac{1}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \gamma}} \left(\exp\left(-e^{\mathbf{x}_i^T \beta} + (\mathbf{x}_i^T \beta) y_i\right) \right) & , \text{ untuk } y_i > 0 \end{cases}$$

dan fungsi \ln *likelihood*nya adalah:

$$\begin{aligned} \ln L(\gamma, \beta) &= \begin{cases} \sum_{i=1}^n \ln\left(e^{\mathbf{x}_i^T \gamma} + e^{-e^{\mathbf{x}_i^T \beta}}\right) - \sum_{i=1}^n \ln\left(1 + e^{\mathbf{x}_i^T \gamma}\right) & , \text{ untuk } y_i = 0 \\ \sum_{i=1}^n \left(-e^{\mathbf{x}_i^T \beta} + (\mathbf{x}_i^T \beta) y_i\right) - \sum_{i=1}^n \ln\left(1 + e^{\mathbf{x}_i^T \gamma}\right) - \sum_{i=1}^n y_i ! & , \text{ untuk } y_i > 0 \end{cases} \\ &= \sum_{i=1}^n \ln\left(e^{\mathbf{x}_i^T \gamma} + e^{-e^{\mathbf{x}_i^T \beta}}\right) - \sum_{i=1}^n \ln\left(1 + e^{\mathbf{x}_i^T \gamma}\right) + \\ &\quad \sum_{\substack{i=1 \\ y_i > 0}}^n \left(-e^{\mathbf{x}_i^T \beta} + \mathbf{x}_i^T \beta y_i\right) - \sum_{\substack{i=1 \\ y_i > 0}}^n y_i ! \end{aligned} \quad (2.25)$$

Persamaan (2.25) disebut juga *incomplete likelihood* karena nilai nol pada suku pertama tidak diketahui berasal dari *zero state* atau *poisson state*, sehingga persamaan (2.25) diselesaikan dengan mendefinisikan kembali variabel Y_i , dengan suatu variabel indikator Z_i dimana:

$$Z_i = \begin{cases} 1 & , \text{ jika } y_i \text{ dari } zero \text{ state} \\ 0 & , \text{ jika } y_i \text{ dari } poisson \text{ state} \end{cases} \quad (2.26)$$

Jika $y_i > 0$, maka nilai $Z_i = 0$. Akan tetapi, jika $y_i = 0$, maka Z_i dapat bernilai 0 atau 1. Permasalahan tersebut dapat diselesaikan dengan menggunakan algoritma EM (Ekspektasi-Maksimalisasi). Algoritma EM merupakan salah satu alternatif metode iteratif untuk memaksimumkan fungsi *likelihood* yang mengandung data tidak lengkap (*missing*). Selain itu, algoritma EM juga digunakan pada data yang mengandung variabel laten hasil pendefinisian variabel yang tidak terobservasi seperti variabel Z_i . Pada setiap iterasinya, algoritma EM terdiri dari dua tahap yaitu tahap Ekspektasi dan tahap Maksimalisasi. Tahap ekspektasi yaitu tahap perhitungan ekspektasi dan fungsi \ln *likelihood* dengan memperhatikan data yang tidak lengkap. Sedangkan tahap Maksimalisasi yaitu tahap perhitungan untuk mencari penaksir parameter yang memaksimumkan fungsi \ln *likelihood* hasil dari tahap Ekspektasi sebelumnya.

Untuk mengestimasi parameter dari Z_i yang telah didefinisikan pada persamaan (2.26) dengan algoritma EM, akan ditentukan terlebih dahulu distribusi dari variabel Z_i , yaitu:

$$\begin{aligned}
 f(y, z | \pi; \mu) &= f(z)f(y | z) \\
 &= f(z | 1, \pi)f(y | z, \mu) \\
 &= (\pi_i)^{z_i} (1 - \pi_i)^{1-z_i} \left(\frac{\mu_i^{y_i} e^{-\mu_i}}{y_i!} \right)^{1-z_i}
 \end{aligned} \tag{2.27}$$

Dengan mensubstitusikan persamaan (2.21) dan (2.22) ke persamaan (2.27), diperoleh:

$$f(y, z | \beta, \gamma) = \left(\frac{1}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \gamma}} \right) \left(e^{\mathbf{x}_i^T \gamma} \right)^{z_i} \left(\frac{e^{-e^{\mathbf{x}_i^T \beta}} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \beta} \right)^{y_i}}{y_i!} \right)^{1-z_i}$$

$$L(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\gamma} \mid y, \mathbf{z}) = \prod_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{(1 + e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}})} \right) \left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}} \right)^{z_i} \left(\frac{e^{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}}} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}} \right)^{y_i}}{y_i!} \right)^{1-z_i} \right]$$

$$\begin{aligned} \ln L(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\gamma} \mid y, \mathbf{z}) &= \sum_{i=1}^n \left(z_i \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma} - \ln(1 + e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}}) \right) - \sum_{i=1}^n (1 - z_i) \\ &\quad \ln(y_i!) + \sum_{i=1}^n (1 - z_i) \left(y_i \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} - e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} \right) \end{aligned}$$

Persamaan (2.28) disebut sebagai *complete likelihood*. Jika *complete likelihood* ditulis dalam bentuk terpisah menjadi:

$$\ln L(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\gamma}, y, \mathbf{z}) = \ln L(\boldsymbol{\beta}, y, \mathbf{z}) + \ln L(\boldsymbol{\gamma}, y, \mathbf{z}) + \sum_{i=1}^n z_i \ln(y_i!)$$

Dimana

$$\ln L(\boldsymbol{\beta}, y, \mathbf{z}) = \sum_{i=1}^n (1 - z_i) \left(y_i \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} - e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} \right) \quad (2.29)$$

$$\ln L(\boldsymbol{\gamma}, y, \mathbf{z}) = \sum_{i=1}^n \left(z_i \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma} - \ln(1 + e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}}) \right) \quad (2.30)$$

Pada tahap Ekspektasi dan Maksimalisasi dari algoritma EM, dilakukan langkah-langkah berikut:

1. Hitung nilai ekspektasi dari Z_i , yaitu:

$$E\left(Z_i \mid y_i, \boldsymbol{\gamma}^{(m)}, \boldsymbol{\beta}^{(m)}\right) = Z_i^{(m)}$$

$$Z_i^{(m)} = P\left(Z_i = 1 \mid y_i, \boldsymbol{\gamma}^{(m)}, \boldsymbol{\beta}^{(m)}\right)$$

$$\begin{aligned}
&= \begin{cases} P(Z_i = 1 | y_i = 0, \gamma^{(m)}, \beta^{(m)}) & , \text{ untuk } y_i = 0 \\ 0 & , \text{ untuk } y_i > 0 \end{cases} \\
&= \begin{cases} \frac{1}{1 + \exp(-\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma} - \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}))} & , \text{ untuk } y_i = 0 \\ 0 & , \text{ untuk } y_i > 0 \end{cases}
\end{aligned}$$

Kemudian substitusikan hasil ekspektasi tersebut pada persamaan (2.29) dan (2.30), sehingga menjadi:

$$\ln L(\boldsymbol{\beta} | \mathbf{y}, \mathbf{Z}^{(m)}) = \sum_{i=1}^n (1 - Z_i^{(m)}) (y_i \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} - e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}}) \quad (2.31)$$

$$\ln L(\boldsymbol{\gamma} | \mathbf{y}, \mathbf{Z}^{(m)}) = \sum_{i=1}^n (Z_i^{(m)} \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma} - \ln(1 + e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}})) \quad (2.32)$$

2. Metode iteratif Newton-Rhapson digunakan untuk memaksimalisasi $\boldsymbol{\beta}$ untuk memperoleh $\boldsymbol{\beta}^{(m+1)}$ yang memaksimumkan persamaan (2.31). Dengan vektor gradien (\mathbf{g}) dan matriks Hessian (\mathbf{H}) sebagai berikut:

$$\mathbf{g}^{T(m)} = \mathbf{X}^T \mathbf{S}^{(m)} (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu})$$

dan

$$\mathbf{H}^{(m)} = -\mathbf{X}^T \mathbf{S}^{(m)} \mathbf{X}$$

$\mathbf{S}^{(m)}$ adalah matriks diagonal dengan $(1 - Z_i^{(m)})$ sebagai elemen diagonal utama dan \mathbf{T} adalah matriks diagonal dengan $\boldsymbol{\mu}$ sebagai diagonal utamanya.

3. Maksimalisasi $\boldsymbol{\gamma}$ pada persamaan (2.32), dimana untuk setiap $y_i > 0$ nilai $Z_i^{(m)} = 0$, sehingga persamaan (2.32) menjadi:

$$\begin{aligned}
\ln L(\boldsymbol{\gamma} | \mathbf{y}, \mathbf{Z}^{(m)}) &= \sum_{y_i=0} Z_i^{(m)} \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma} - \sum_{y_i=0} Z_i^{(m)} \ln(1 + e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}}) \\
&\quad - \sum_{y_i=0} (1 - Z_i^{(m)}) \ln(1 + e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}}) \quad (2.33)
\end{aligned}$$

Misalkan y_i sampai dengan y_{n_0} adalah 0, atau dapat dituliskan sebagai $y_1, y_2, \dots, y_{n_0} = 0$. Kemudian, didefinisikan matriks diagonal $\mathbf{V}^{(m)}$ dengan elemen diagonal utama:

$$\mathbf{v}_*^T = (1 - Z_1^{(m)}, 1 - Z_2^{(m)}, \dots, 1 - Z_{n+1}, 1 - Z_{n+n_0}^{(m)})$$

serta didefinisikan juga:

$$\mathbf{y}_*^T = (y_1, y_2, \dots, y_n, y_{n+1}, \dots, y_{n+n_0})$$

$$\mathbf{X}_*^T = (1, \mathbf{x}_1^T, \mathbf{x}_2^T, \dots, \mathbf{x}_k^T)$$

$$\boldsymbol{\pi}_*^T = (\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_n, \pi_{n+1}, \dots, \pi_{n+n_0})$$

Dengan \mathbf{X}_*^T berukuran $(k+1) \times (n+n_0)$. Persamaan (2.33) dapat dituliskan dalam bentuk:

$$\begin{aligned} & \ln L(\boldsymbol{\gamma} | \mathbf{y}, \mathbf{Z}^{(m)}) \\ &= \sum_{i=1}^{n+n_0} y_{*i} v_i^{(m)} \mathbf{x}_{*i}^T \boldsymbol{\gamma} - \sum_{i=1}^{n+n_0} v_i^{(m)} \ln(1 + e^{\mathbf{x}_{*i}^T \boldsymbol{\gamma}}) \end{aligned} \quad (2.34)$$

Vektor gradien (\mathbf{g}) dan matriks Hessian (\mathbf{H}) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\mathbf{g}^T = \mathbf{X}_*^T \mathbf{v}^{(m)} (\mathbf{y}_* - \boldsymbol{\pi}_0) \quad (2.35)$$

$$\mathbf{H} = -\mathbf{X}_*^T \mathbf{V}^{(m)} \mathbf{Q}_* \mathbf{X}_* \quad (2.36)$$

dimana \mathbf{Q}_* adalah matriks diagonal dengan elemen diagonal utamanya $\pi_i (1 - \pi_i)$. Langkah-langkah untuk memperoleh $\boldsymbol{\gamma}^{(m+1)}$ ini identik dengan metode iteratif Newton-Raphson, seperti yang dilakukan pada langkah untuk memaksimalkan $\boldsymbol{\beta}$, dengan \mathbf{y}_* sebagai respon, \mathbf{X}_* sebagai matriks variabel, dan $\mathbf{V}^{(m)}$ sebagai matriks pembobot.

4. Mengganti β dan γ dengan $\hat{\beta}^{(m+1)}$ dan $\hat{\gamma}^{(m+1)}$, kemudian melakukan kembali langkah 1 (tahap Ekspektasi).
5. Tahap Ekspektasi dan Maksimalisasi ini dilakukan secara terus menerus hingga memperoleh penaksir parameter yang konvergen.

2.2.2 Pengujian Parameter Model Regresi ZIP

Pengujian parameter model regresi ZIP dilakukan dengan menggunakan *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT). Masing-masing pengujian beserta hipotesis dan statistik *likelihood ratio* yang digunakan akan dijelaskan lebih lanjut berikut ini (Lambert, 1992):

1. Pengujian Serentak (parameter β dan γ)

Parameter yang diuji pada pengujian serentak ini mencakup semua parameter β dan γ secara bersama. Hipotesis yang digunakan adalah:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0 \quad H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_j \neq 0$$

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_k = 0 \quad H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \gamma_j \neq 0$$

$$j = 1, 2, \dots, k$$

Sedangkan statistik uji yang digunakan adalah ukuran statistik *likelihood ratio* (devians) yang dibentuk dengan menentukan himpunan parameter di bawah populasi (Ω) yaitu $\Omega = \{\beta, \gamma\}$ dan himpunan parameter di bawah H_0 benar(ω) yaitu $\omega = \{\beta_0, \gamma_0\}$. Kemudian, pada himpunan parameter di bawah populasi, dibentuk fungsi *likelihood* untuk model penuh (*saturated*) yang melibatkan seluruh variabel prediktor.

Sedangkan pada himpunan dibawah H_0 benar, kemudian dibentuk fungsi *likelihood* untuk model yang tidak melibatkan variabel prediktor. Kedua fungsi tersebut ($L(\Omega)$ dan $L(\omega)$), yaitu:

$$L(\Omega) = \prod_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \gamma}} \right) \left(e^{\mathbf{x}_i^T \gamma} \right)^{z_i} \left(\frac{e^{-e^{\mathbf{x}_i^T \beta}} \left(e^{e^{\mathbf{x}_i^T \beta}} \right)^{y_i}}{y_i!} \right)^{1-z_i} \right]$$

$$L(\omega) = \prod_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{1 + e^{\gamma_0}} \right) \left(e^{\gamma_0} \right)^{z_i} \left(\frac{e^{-e^{\beta_0}} \left(e^{e^{\beta_0}} \right)^{y_i}}{y_i!} \right)^{1-z_i} \right]$$

$\hat{\beta}$ dan $\hat{\gamma}$ yang merupakan hasil estimasi parameter pada subbab 2.2.1 disubstitusikan pada kedua fungsi *likelihood* tersebut serta dibandingkan dalam bentuk devians berikut:

$$G = -2 \ln \left[\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right]$$

$$= -2 \ln \left[\frac{\prod_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{1 + e^{\hat{\gamma}_0}} \right) \left(e^{\hat{\gamma}_0} \right)^{z_i} \left(\frac{e^{-e^{\hat{\beta}_0}} \left(e^{e^{\hat{\beta}_0}} \right)^{y_i}}{y_i!} \right)^{1-z_i} \right]}{\prod_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\gamma}}} \right) \left(e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\gamma}} \right)^{z_i} \left(\frac{e^{-e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\beta}}} \left(e^{e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\beta}}} \right)^{y_i}}{y_i!} \right)^{1-z_i} \right]} \right]$$

Statistik G berdistribusi $\chi^2_{(df, \alpha)}$ sehingga pada taraf signifikansi α tolak H_0 jika nilai $G > \chi^2_{(df, \alpha)}$, dimana df adalah jumlah parameter di bawah H_0 .

2. Pengujian Parsial (Parameter β)

Parameter yang diuji pada pengujian ini mencakup seluruh parameter β secara parsial. Hipotesis yang digunakan adalah:

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, k$$

Sedangkan statistik uji yang digunakan adalah ukuran statistik *likelihood ratio* (devians) yang dibentuk dengan menentukan himpunan parameter di bawah populasi (Ω) yaitu $\Omega = \{\beta, \gamma\}$ dan himpunan parameter di bawah H_0 benar (ω) yaitu $\omega = \{\beta^*, \gamma\}$, β^* adalah β dengan $\beta_j = 0$ serta fungsi *likelihoodnya* masing-masing ($L(\Omega)$ dan $L(\omega)$), yaitu:

$$L(\Omega) = \prod_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \gamma}} \right) \left(e^{\mathbf{x}_i^T \gamma} \right)^{z_i} \left(\frac{e^{-e^{\mathbf{x}_i^T \beta}} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \beta} \right)^{y_i}}{y_i!} \right)^{1-z_i} \right]$$

$$L(\omega) = \prod_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \gamma}} \right) \left(e^{\mathbf{x}_i^T \gamma} \right)^{z_i} \left(\frac{e^{-e^{\mathbf{x}_i^T \beta^*}} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \beta^*} \right)^{y_i}}{y_i!} \right)^{1-z_i} \right]$$

Selanjutnya, $\hat{\beta}$ dan $\hat{\gamma}$ yang merupakan hasil estimasi parameter pada subbab 2.2.1 disubstitusikan pada kedua fungsi *likelihood* tersebut serta dibandingkan dalam bentuk devians berikut:

$$G = -2 \ln \left[\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right]$$

$$= -2 \ln \left[\frac{\prod_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\gamma}}} \right) (e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\gamma}})^{z_i} \left(\frac{e^{-e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\beta}^*}} (e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\beta}^*})^{y_i}}{y_i!} \right)^{1-z_i} \right]}{\prod_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\gamma}}} \right) (e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\gamma}})^{z_i} \left(\frac{e^{-e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\beta}}} (e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\beta}})^{y_i}}{y_i!} \right)^{1-z_i} \right]} \right]$$

Dimana G berdistribusi $\chi^2_{(1,\alpha)}$, sehingga tolak H_0 jika nilai $G > \chi^2_{(1,\alpha)}$.

3. Pengujian Parsial (parameter γ)

Parameter yang diuji pada pengujian ini mencakup seluruh parameter γ secara parsial. Hipotesis yang digunakan adalah:

$$H_0 : \gamma_j = 0$$

$$H_1 : \gamma_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, k$$

Sedangkan statistik uji yang digunakan adalah ukuran statistik *likelihood ratio* (devians) yang dibentuk dengan menentukan himpunan parameter di bawah populasi (Ω) yaitu $\Omega = \{\beta, \gamma\}$ dan himpunan parameter di bawah H_0 benar (ω) yaitu $\omega = \{\beta, \gamma^*\}$, γ^* adalah γ dengan $\gamma_j = 0$ serta fungsi *likelihoodnya* masing-masing ($L(\Omega)$ dan $L(\omega)$), yaitu:

$$L(\omega) = \prod_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \gamma^*}} \right) (e^{\mathbf{x}_i^T \gamma^*})^{z_i} \left(\frac{e^{-e^{\mathbf{x}_i^T \beta}} (e^{\mathbf{x}_i^T \beta})^{y_i}}{y_i!} \right)^{1-z_i} \right]$$

$$L(\Omega) = \prod_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \gamma}} \right) \left(e^{\mathbf{x}_i^T \gamma} \right)^{z_i} \left(\frac{e^{-e^{\mathbf{x}_i^T \beta}} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \beta} \right)^{y_i}}{y_i!} \right)^{1-z_i} \right]$$

Selanjutnya, $\hat{\beta}$ dan $\hat{\gamma}$ yang merupakan hasil estimasi parameter pada subbab 2.2.1 disubstitusikan pada kedua fungsi *likelihood* tersebut serta dibandingkan dalam bentuk devians berikut:

$$G = -2 \ln \left[\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right]$$

$$= -2 \ln \left[\frac{\prod_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \gamma^*}} \right) \left(e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\gamma}^*} \right)^{z_i} \left(\frac{e^{-e^{\mathbf{x}_i^T \beta}} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \beta} \right)^{y_i}}{y_i!} \right)^{1-z_i} \right]}{\prod_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\gamma}}} \right) \left(e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\gamma}} \right)^{z_i} \left(\frac{e^{-e^{\mathbf{x}_i^T \beta}} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \beta} \right)^{y_i}}{y_i!} \right)^{1-z_i} \right]} \right]$$

Dimana G berdistribusi $\chi^2_{(1,\alpha)}$, sehingga tolak H_0 jika nilai $G > \chi^2_{(1,\alpha)}$.

2.3 Geographically Weighted Zero-Inflated Poisson Regression

Pada subbab 2.2 telah dijelaskan mengenai analisis regresi yang digunakan pada data *count* yang variabel responnya mengandung nilai nol dalam proporsi besar (*zero-inflation*) yaitu regresi *Zero-Inflated Poisson* (ZIP). Penggunaan regresi ZIP juga

menjadi masalah ketika diterapkan pada data *count* yang melibatkan faktor lokasi. Oleh karena itu, model *Geographically Weighted Zero-Inflated Regression* (GWZIPR) menjadi alternatif solusi dalam masalah tersebut. Model GWZIPR adalah suatu bentuk lokal dari model regresi *zero-inflated Poisson* (ZIP) yang akan menghasilkan penaksir parameter model bersifat lokal untuk setiap lokasi.

Untuk setiap pengamatan pada variabel respon diambil dari lokasi u_i, v_i yang berbeda yaitu y_1, y_2, \dots, y_n . Pada model GWZIPR variabel respon Y_i memiliki peluang berbeda untuk $y_i = 0$ dan $y_i > 0$, yaitu:

$$P(Y_i = y_i) = \begin{cases} \pi_i + (1 - \pi_i) e^{-\mu_i} & , \text{untuk } y_i = 0 \\ \frac{(1 - \pi_i) e^{\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!} & , \text{untuk } y_i > 0 \end{cases}$$

dengan

$$\mu_i = e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)} \quad (2.37)$$

$$\pi_i = \frac{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}(u_i, v_i)}}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}(u_i, v_i)}} \quad (2.38)$$

dan fungsi *likelihood*

$$L(\boldsymbol{\gamma}(u_i, v_i), \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)) = \begin{cases} \prod_{i=1}^n \left(\frac{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}(u_i, v_i)} + e^{-\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)}}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}(u_i, v_i)}} \right) & , \text{untuk } y_i = 0 \\ \prod_{i=1}^n \left(\frac{\frac{1}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}(u_i, v_i)}} \left(\exp(-\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)) + y_i \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i) \right)}{y_i!} \right) & , \text{untuk } y_i > 0 \end{cases}$$

$\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)$ dan $\boldsymbol{\gamma}(u_i, v_i)$ adalah vektor dari parameter regresi akan ditaksir terletak pada lokasi (u_i, v_i) , berukuran $(k+1) \times 1$. \mathbf{X} adalah matriks yang berisi variabel variabel prediktor berbeda

yang berhubungan dengan peluang pada *zero state* ($y_i > 0$), serta berukuran $n \times (k+1)$.

Keterlibatan faktor letak geografis dalam GWZIPR ditunjukkan oleh adanya koordinat (u_i, v_i) . Faktor geografis merupakan faktor pembobot pada model GWZIPR yang menunjukkan sifat lokal dari parameter dengan nilai yang berbeda-beda untuk setiap lokasi.

Estimasi parameter untuk model GWZIPR dapat diperoleh dengan menggunakan metode Maksimum *Likelihood Estimation* dengan metode iteratif algoritma EM (ekspektasi Maksimalisasi), untuk estimasi parameter β adalah (Amaliana, 2014):

$$\hat{\beta}(u_i, v_i)^{(m+1)} = \left(\sum_{l=1}^n \mathbf{x}_l (1 - Z_l^{(m)}) w_{il}(u_i, v_i) \hat{\mu}_l^{(m)} \mathbf{x}_l^T \right)^{-1} \sum_{l=1}^n \mathbf{x}_l (1 - Z_l^{(m)}) w_{il}(u_i, v_i) \hat{\mu}_l^{(m)} \left(\mathbf{x}_l^T \hat{\beta}(u_i, v_i)^{(m)} + \left(\frac{y_l - \hat{\mu}_l^{(m)}}{\hat{\mu}_l^{(m)}} \right) \right) \quad (2.39)$$

Setelah dilakukan tahap Ekspektasi dan Maksimalisasi di setiap iterasi terus menerus diperoleh penaksir parameter $\hat{\beta}(u_i, v_i)$ yang dikatakan konvergen dengan memenuhi $\|\hat{\beta}(u_i, v_i)^{(m+1)} - \hat{\beta}(u_i, v_i)^{(m)}\| \leq \epsilon$, dimana ϵ adalah suatu nilai yang sangat kecil dan telah ditetapkan sebelumnya, misalnya 10^{-4} . Untuk estimasi parameter γ adalah:

$$\hat{\gamma}(u_i, v_i)^{(m+1)} = \left(\sum_{l=1}^{n+n_0} \mathbf{x}_{*l}^T r_{*l}^{(m)} w_{il}(u_i, v_i) \hat{\pi}_l^{(m)} (1 - \hat{\pi}_l^{(m)}) \mathbf{x}_{*l} \right)^{-1} \sum_{l=1}^{n+n_0} \mathbf{x}_{*l} r_{*l}^{(m)} w_{il}(u_i, v_i) \hat{\pi}_l^{(m)} \left(\mathbf{x}_{*l}^T \hat{\gamma}(u_i, v_i)^{(m)} + \left(\frac{y_i - \hat{\pi}_l^{(m)}}{\hat{\pi}_l^{(m)}} \right) \right) \quad (2.40)$$

Setelah dilakukan tahap Ekspektasi dan Maksimalisasi di setiap iterasi terus menerus diperoleh penaksir parameter

$\hat{\gamma}(u_i, v_i)$ yang dikatakan konvergen dengan memenuhi $\|\hat{\gamma}(u_i, v_i)^{(m+1)} - \hat{\gamma}(u_i, v_i)^{(m)}\| \leq \varepsilon$, dimana ε adalah suatu nilai yang sangat kecil dan telah ditetapkan sebelumnya, misalnya 10^{-4} .

2.3.1 Pengujian Hipotesis Model GWZIPR

Pengujian kesamaan model GWZIPR dilakukan untuk menguji signifikansi faktor geografis yang memberikan pengaruh pada variabel lokal. Pengujian ini membandingkan kesamaan antara model GWZIPR dengan model regresi ZIP, dengan hipotesis sebagai berikut:

$$\begin{array}{ll} H_0 : \beta_j(u_i, v_i) = \beta_j & H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_j(u_i, v_i) \neq \beta_j \\ H_0 : \gamma_j(u_i, v_i) = \gamma_j & H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \gamma_j(u_i, v_i) \neq \gamma_j \\ j = 1, 2, \dots, k & i = 1, 2, \dots, n \end{array}$$

Statistik uji yang dilakukan pada pengujian ini merupakan ukuran perbandingan nilai *likelihood ratio* dari model regresi ZIP dan model GWZIPR, yang dituliskan dalam bentuk:

$$F = \frac{G_1 / df_1}{G_2 / df_2} \quad (2.41)$$

G_1 menyatakan nilai devians dari model GWZIPR dengan derajat bebas df_1 dan G_2 menyatakan nilai devians dari model regresi ZIP dinyatakan dengan derajat bebas df_2 . Setelah dilakukan penaksiran parameter dengan memaksimalkan pendifferensialan fungsi $\ln \text{Likelihood}$ pada model regresi ZIP maka didapatkan perbandingan fungsi $L(\hat{\Omega})$ dan $L(\hat{\omega})$ yang dinyatakan dalam statistik G_1 sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
G_1 &= -2 \ln \left[\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right] \\
&= \left[-2 \left(\sum_{i=1}^n (1 - Z_i^{(m)}) \left(y_i \hat{\beta}_0(u_i, v_i) - e^{\hat{\beta}_0(u_i, v_i)} \right) + \sum_{i=1}^n \left(Z_i^{(m)} \hat{\gamma}_0(u_i, v_i) - \ln(1 + e^{\hat{\gamma}_0(u_i, v_i)}) \right) \right) \right] + \\
&\quad \left[2 \left(\sum_{i=1}^n (1 - Z_i^{(m)}) \left(y_i \mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}(u_i, v_i) - e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}(u_i, v_i)} \right) + \sum_{i=1}^n \left(Z_i^{(m)} \mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}(u_i, v_i) - \ln(1 + e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}(u_i, v_i)}) \right) \right) \right]
\end{aligned}$$

G_1 merupakan pendekatan distribusi χ^2 dengan derajat bebas $df_1 = p_1 - q_1$. p_1 merupakan jumlah parameter GWZIPR di bawah populasi dengan q_1 menyatakan jumlah GWZIPR di bawah H_0 benar.

Sedangkan untuk model regresi ZIP, setelah dilakukan penaksiran parameter dengan memaksimalkan pendifferensialan fungsi \ln Likelihood maka didapatkan perbandingan fungsi $L(\hat{\Omega})$ dan $L(\hat{\omega})$ yang dinyatakan dalam statistik G_2 sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
G_2 &= -2 \ln \left[\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right] \\
&= \left[-2 \left(\sum_{i=1}^n (1 - Z_i^{(m)}) \left(y_i \hat{\beta}_0 - e^{\hat{\beta}_0} \right) + \sum_{i=1}^n \left(Z_i^{(m)} \hat{\gamma}_0 - \ln(1 + e^{\hat{\gamma}_0}) \right) \right) \right] + \\
&\quad \left[2 \left(\sum_{i=1}^n (1 - Z_i^{(m)}) \left(y_i \mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}} - e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}} \right) + \sum_{i=1}^n \left(Z_i^{(m)} \mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\gamma}} - \ln(1 + e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}}) \right) \right) \right]
\end{aligned}$$

G_2 merupakan pendekatan distribusi χ^2 dengan derajat bebas $df_2 = p_2 - q_2$. p_2 merupakan jumlah parameter regresi ZIP di bawah populasi dengan q_2 menyatakan jumlah parameter regresi ZIP di bawah H_0 benar. Pada tingkat signifikansi α , kriteria penolakan pada pengujian ini adalah tolak H_0 jika nilai $F_{hit} > F_{(\alpha, df1, df2)}$.

2.3.2 Pengujian Serentak Parameter Model GWZIPR

Pengujian serentak parameter pada model GWZIPR ini dilakukan untuk mengetahui signifikansi pada seluruh parameter $\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)$ dan $\boldsymbol{\gamma}(u_i, v_i)$. Berikut hipotesisnya.

$$\begin{aligned}
H_0 : \beta_1(u_i, v_i) = \dots = \beta_k(u_i, v_i) = 0 & \quad H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_j(u_i, v_i) \neq 0 \\
H_0 : \gamma_1(u_i, v_i) = \dots = \gamma_k(u_i, v_i) = 0 & \quad H_1 : \text{minimal ada satu } \gamma_j(u_i, v_i) \neq 0 \\
j = 1, 2, \dots, k & \quad i = 1, 2, \dots, n
\end{aligned}$$

Statistik uji yang digunakan yaitu ukuran *likelihood ratio* (devians). Dengan memaksimalkan fungsi \ln *likelihood* maka dihasilkan $L(\hat{\Omega})$ dan $L(\hat{\omega})$, dalam bentuk devians berikut ini (Amaliana, 2014):

$$\begin{aligned}
G &= -2 \ln \left[\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right] \\
&= -2 \left[\ln L(\hat{\omega}) - L(\hat{\Omega}) \right] \\
&= \left[-2 \left(\sum_{i=1}^n (1 - Z_i^{(m)}) \left(y_i \hat{\beta}_0(u_i, v_i) - e^{\hat{\beta}_0(u_i, v_i)} \right) + \sum_{i=1}^n \left(Z_i^{(m)} \hat{\gamma}_0(u_i, v_i) - \ln(1 + e^{\hat{\gamma}_0(u_i, v_i)}) \right) \right) \right] + \\
&\quad \left[2 \left(\sum_{i=1}^n (1 - Z_i^{(m)}) \left(y_i \mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}(u_i, v_i) - e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}(u_i, v_i)} \right) + \sum_{i=1}^n \left(Z_i^{(m)} \mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}(u_i, v_i) - \ln(1 + e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}(u_i, v_i)}) \right) \right) \right]
\end{aligned}$$

G merupakan pendekatan distribusi χ^2 dengan derajat bebas df , sehingga taraf signifikansi α tolak H_0 jika nilai $G > \chi^2_{(p-q, \alpha)}$, dengan p menyatakan jumlah parameter di bawah populasi dan q menyatakan jumlah parameter di bawah H_0 benar.

2.3.3 Pengujian Parsial Parameter Model GWZIPR

Pengujian parsial pada model GWZIPR ini dilakukan untuk mengetahui signifikansi masing-masing parameter $\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)$ dan masing-masing parameter $\boldsymbol{\gamma}(u_i, v_i)$.

Pengujian hipotesis dan statistik uji dari pengujian parsial pada kedua parameter tersebut, masing-masing akan diuraikan berikut ini:

1. Pengujian Parsial (parameter $\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)$)

Pada pengujian ini yang diuji adalah seluruh parameter $\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)$ secara parsial. Statistik uji dan hipotesisnya adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_j(u_i, v_i) = 0$$

$$H_1 : \beta_j(u_i, v_i) \neq 0, \text{ dengan } i = 1, 2, \dots, n, j = 1, 2, \dots, k$$

Statistik uji yang digunakan yaitu ukuran *likelihood ratio* (devians). Dengan memaksimalkan fungsi \ln *likelihood* maka dihasilkan $L(\hat{\Omega})$ dan $L(\hat{\omega})$, lalu kedua fungsi tersebut dibandingkan dalam bentuk devians berikut ini (Amaliana, 2014):

$$\begin{aligned} G &= -2 \ln \left[\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right] \\ &= \left[-2 \left(\sum_{i=1}^n (1 - Z_i^{(m)}) \left(y_i \mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}^*(u_i, v_i) - e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}^*(u_i, v_i)} \right) \right) \right] + \\ &\quad \left[2 \left(\sum_{i=1}^n (1 - Z_i^{(m)}) \left(y_i \mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}(u_i, v_i) - e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}(u_i, v_i)} \right) \right) \right] \end{aligned}$$

Pada pengujian ini taraf signifikansi α tolak H_0 jika nilai $G > \chi^2_{(1, \alpha)}$.

2. Pengujian Parsial (parameter $\gamma(u_i, v_i)$)

Pada pengujian ini yang diuji adalah seluruh parameter $\gamma(u_i, v_i)$ secara parsial. Statistik uji dan hipotesisnya adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \gamma_j(u_i, v_i) = 0$$

$$H_1 : \gamma_j(u_i, v_i) \neq 0, \text{ dengan } i = 1, 2, \dots, n, j = 1, 2, \dots, k$$

Statistik uji yang digunakan yaitu ukuran *likelihood ratio* (devians). Dengan memaksimalkan fungsi \ln *likelihood* maka dihasilkan $L(\hat{\Omega})$ dan $L(\hat{\omega})$, lalu kedua fungsi tersebut dibandingkan dalam bentuk devians berikut ini (Amaliana, 2014):

$$G = -2 \ln \left[\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right]$$

$$= \left[-2 \sum_{i=1}^n \left(Z_i^{(m)} \mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}^*(u_i, v_i) - \ln \left(1 + e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}^*(u_i, v_i)} \right) \right) \right] +$$

$$\left[2 \sum_{i=1}^n \left(Z_i^{(m)} \mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}(u_i, v_i) - \ln \left(1 + e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}(u_i, v_i)} \right) \right) \right]$$

Pada pengujian ini taraf signifikansi α tolak H_0 jika nilai $G > \chi^2_{(1, \alpha)}$.

2.4 Multikolinearitas

Adanya korelasi antara variabel prediktor dalam model regresi linear atau yang biasa disebut dengan multikolinearitas, akan menyebabkan error yang besar pada pendugaan parameter regresi. Untuk itu perlu dilakukan uji multikolinearitas yang menurut (Hocking, 1996) dapat diketahui melalui nilai koefisien korelasi Pearson (r_{ii}) antar variabel prediktor yang lebih besar dari 0,95. Selain itu adanya kasus multikolinearitas dapat juga diketahui melalui *Variance Inflation Factors* (VIF) yang bernilai lebih besar dari 10, dengan nilai VIF yang dinyatakan sebagai berikut.

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R_i^2} \quad (2.42)$$

dengan R_i^2 adalah koefisien determinasi antara x_i dengan variabel prediktor lainnya. Jika terdapat kasus multikolinearitas maka untuk mengatasinya menggunakan *Principal Component Analysis* (PCA), yaitu dengan membentuk komponen-komponen utama sebagai variabel prediktor baru yang merupakan kombinasi linier dari variabel-variabel prediktor sebelumnya.

2.5 Efek Spasial

Pemodelan data spasial selalu melibatkan matriks bobot spasial. Sedangkan efek spasial pada data dapat berupa *error* yang saling berkorelasi (dependensi spasial) maupun keragaman (heterogenitas) spasial antar lokasi. Berikut akan diuraikan lebih lanjut mengenai penentuan matriks pembobot dan kedua efek spasial tersebut.

2.5.1 Penentuan *Bandwidth* dan Pembobot Optimum

Pembobot memiliki peranan penting pada data spasial, karena nilai suatu pembobot merupakan perwakilan dari lokasi dimana masing-masing data diambil. Informasi mengenai suatu lokasi dapat direpresentasikan oleh sebuah titik koordinat, seperti Garis Lintang dan Garis Bujur. Berdasarkan informasi spasial tersebut dapat diperhitungkan jarak titik koordinat antar lokasi sehingga diharapkan kekuatan dari dependensi spasial akan menurun dengan adanya jarak tersebut. Lokasi yang berdekatan seharusnya menunjukkan hubungan kemiripan, begitu juga sebaliknya. Lokasi yang berjauhan juga memperlihatkan adanya keragaman spasial. Keragaman spasial antara lokasi yang satu dengan lokasi yang lain ditunjukkan dengan adanya matriks pembobot, $\mathbf{W}(u_i, v_i)$, yang entri-entrinya merupakan fungsi dari jarak *Euclidian* antar lokasi. Besarnya pembobotan untuk model GWR di setiap lokasi dapat ditentukan dengan menggunakan fungsi kernel *Adaptive Bisquare*, fungsi pembobot dari fungsi kernel dapat ditulis sebagai berikut (Propastin, 2008):

$$w_{ij}(u_i, v_i) = \begin{cases} \left(1 - (d_{ij}/h_i)^2\right)^2, & \text{untuk } d_{ij} \leq h \\ 0, & \text{untuk } d_{ij} > h \end{cases} \quad (2.43)$$

Pada fungsi kernel di atas, d_{ij} adalah jarak antara titik di lokasi i dan lokasi j yang dapat dicari dengan jarak *euclidean* $d_{ij} = \sqrt{(u_i - u_j)^2 + (v_i - v_j)^2}$. Sementara h adalah parameter non negatif yang dikenal sebagai *bandwidth* atau parameter penghalus. Nilai *bandwidth* ditentukan dengan menggunakan prosedur *Cross Validation* (CV) dengan bentuk matematis seperti persamaan berikut (Fotheringham, 1997):

$$CV(h) = \sum_{i=1}^n [y_i - \hat{y}_{\neq i}(h)]^2 \quad (2.44)$$

$\hat{y}_{\neq i}(h)$ adalah nilai taksiran untuk y_i , dengan menghilangkan observasi pada titik i dari proses pengujian parameter. Pendekatan ini menguji model hanya dengan sampel yang dekat dengan i , tidak pada titik i itu sendiri. Nilai h yang optimal akan diperoleh pada nilai CV yang minimum.

2.5.2 Dependensi Spasial

Dependensi spasial merupakan salah satu permasalahan utama pada data spasial. Adanya dependensi spasial menunjukkan bahwa pengamatan pada lokasi yang satu dipengaruhi oleh pengamatan di lokasi yang lain. Untuk mengetahui hal itu perlu dilakukan identifikasi keberadaan efek spasial pada data yang digunakan. Salah satu pengujian yang dapat digunakan untuk mengidentifikasi adanya dependensi spasial yaitu dengan pengujian Moran's I. Statistik Moran's I sering digunakan dalam autokorelasi spasial, yang juga merupakan ukuran korelasi antar pengamatan di lokasi yang satu dengan lokasi yang lain.

Nilai Indeks Moran yang sama dengan 0 menunjukkan tidak adanya autokorelasi. Pengujian dependensi spasial menggunakan Moran's I dilakukan dengan hipotesis berikut:

$H_0 : \lambda = 0$ (tidak ada dependensi spasial)

$H_1 : \lambda \neq 0$ (ada dependensi spasial)

Statistik Uji :

$$Z_{hit} = \frac{\hat{\lambda} - E(\hat{\lambda})}{\sqrt{Var(\hat{\lambda})}} \quad (2.45)$$

$$\hat{\lambda} = \frac{\mathbf{e}^T \mathbf{W} \mathbf{e}}{\mathbf{e}^T \mathbf{e}} \quad (2.46)$$

Dimana \mathbf{e} merupakan vektor residual regresi *Ordinal Least Square* (OLS) sedangkan \mathbf{W} merupakan matriks penimbang spasial. Nilai rata-rata dan nilai varians dari Moran's I secara matematis dirumuskan sebagai berikut:

$$E(\hat{\lambda}) = \frac{tr(\mathbf{MW})}{(n-k)} \quad (2.47)$$

$$var(\hat{\lambda}) = \frac{tr(\mathbf{MWMW}^T) + tr(\mathbf{MW})^2 + tr(\mathbf{MW})^2}{d - E(\hat{\lambda})^2} \quad (2.48)$$

Dengan

d : $(n-k)(n-k-2)$

k : $p + 1$

\mathbf{M} : $(I - \mathbf{X}(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T)$

Z_{hit} : statistik uji Moran's I,

$\hat{\lambda}$: Indeks Moran

$E(\hat{\lambda})$: nilai ekspektasi dari Moran's I yang besarnya $-\frac{1}{(n-1)}$

$Var(\hat{\lambda})$: varians dari Moran's I

Tolak H_0 jika nilai $|Z_{hit}| > Z_{\alpha/2}$.

2.5.3 Heterogenitas Spasial

Heterogenitas spasial disebabkan karena adanya perbedaan karakteristik dari pengamatan di lokasi yang satu dengan pengamatan di lokasi yang lain. Menurut (Anselin, 1998), efek spasial yang berupa heterogenitas spasial ini dapat diidentifikasi menggunakan pengujian *Breusch-Pagan*. Akan tetapi, uji *Breusch Pagan* sensitif terhadap asumsi normalitas. Oleh karena itu, identifikasi adanya heterogenitas spasial dilakukan dengan menggunakan pengujian *Koenker-Basset* (Gujarati, 2004). Uji *Koenker-Basset* (KB) didasarkan pada kuadrat residual $(\hat{\epsilon}_i^2)$ hasil regresi dari variabel respon terhadap variabel-variabel prediktor yang digunakan. Kuadrat residual tersebut selanjutnya diregresikan kembali terhadap kuadrat hasil taksiran dari regresi model awal. Sebagai gambaran, jika model regresi awal yang digunakan adalah:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \quad (2.49)$$

Kuadrat hasil prediksi dari model tersebut yaitu $\hat{y}_i^2 \cdot \hat{\varepsilon}_i^2$ diregresikan terhadap \hat{y}_i^2 melalui model berikut:

$$\hat{\varepsilon}_i^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{y}_i^2 + \delta_i \quad (2.50)$$

Dengan:

$\hat{\varepsilon}_i^2$: residual kuadrat

\hat{y}_i^2 : hasil prediksi model y_i kuadrat

Hipotesis yang digunakan adalah:

H_0 : tidak terdapat heterogenitas

H_1 : terdapat heterogenitas

Statistik uji yang digunakan yaitu:

$$Z_{hit} = \frac{\hat{\gamma}_1}{se(\hat{\gamma}_1)} \quad (2.51)$$

Dengan $se(\hat{\gamma}_1) = \sqrt{\text{var}(\hat{\gamma}_1)}$. Tolak H_0 jika nilai $|Z_{hit}| > Z_{\alpha/2}$ atau $p\text{-value} < \alpha$. Jika keputusan yang diperoleh adalah gagal tolak H_0 maka dapat disimpulkan juga bahwa homogen.

2.6 Penyakit Tetanus

Tetanus adalah suatu toksemia akut yang disebabkan oleh eksotoksin yang dihasilkan oleh *Clostridium tetani*, yang dapat larut (tetanospasmin). Biasanya toksin dihasilkan oleh bentuk vegetative organisme tersebut pada tempat terjadinya perlukaan selanjutnya diangkut serta difiksasi di dalam susunan syaraf pusat. Tetanus ini biasanya akut dan menimbulkan paralitik spastic yang disebabkan tetanospasmin. Tetanospasmin. Tetanus neonatorum terjadi pada neonates (bayi berusia 0-28 hari) dan menyerupai tetanus generalisata. Spora dari kuman *Clostridium Tetani* masuk melalui pintu masuk satu-satunya ke tubuh bayi baru lahir, yaitu tali pusat. Peristiwa tersebut dapat terjadi pada

saat pemotongan tali pusat bayi ketika bayi lahir (Depkes RI, 1993). Tetanus juga merupakan salah satu penyakit paling beresiko menyebabkan kematian baru lahir.

Tetanus ibu dan bayi baru lahir di dunia merupakan penyebab penting dari kematian ibu dan bayi, sekitar 180.000 kehidupan di seluruh dunia setiap tahun, hampir secara eksklusif di Negara-negara berkembang. Meskipun sudah dicegah dengan *maternal immunization*, dengan vaksin, dan *aseptis obstretic*, tetanus ibu dan bayi tetap menjadi masalah kesehatan masyarakat di 48 negara, terutama di Asia dan Afrika.

Seiring bertambahnya kasus tetanus yang terjadi di berbagai negara, melalui Kemenkes sepakat untuk ikut serta menjadi bagian dari program eliminasi penyakit tetanus dunia, dengan mencanangkan PD3I (Penyakit yang Dapat Dicegah Dengan Imunisasi) salah satunya imunisasi penyakit tetanus untuk bayi dan anak SD. Program tersebut ditindaklanjuti dengan memutuskan rantai penularan dengan pemberian vaksinasi kepada ibu hamil dan calon pasangan penganten. Berikut ini akan lebih dijelaskan lagi apa saja faktor risiko yang dapat memicu timbulnya kasus tetanus, upaya pencegahan yang dapat dilakukan serta penanganan ketika kasus tetanus telah terjadi. Badan kesehatan dunia (WHO) pada tahun 1988 dan UNICEF melalui *World Summit for Children* pada tahun 1990 mengajak seluruh dunia untuk mengeliminasi Tetanus pada tahun 2000 (Kemenkes RI, 2012).

. Strategi eliminasi tetanus di Indonesia antara lain:

1. Imunisasi 5T (DPT 1,2,3 ; Bulan Imunisasi Anak Sekolah (BIAS) DT pada anak kelas I SD dan TT pada anak kelas VI SD),
2. Persalinan 3B (Bersih alat, Bersih tempat dan Bersih tangan),
3. Perawatan tali pusat serta pelaksanaan surveilans untuk menentukan daerah risiko tinggi

2.7 Faktor Risiko Tetanus

Beberapa faktor risiko yang dapat memicu timbulnya kasus tetanus, adalah sebagai berikut:

a. Faktor Tenaga Medis

Kematian pada bayi yang berumur kurang dari 1 bulan biasanya disebabkan oleh penyakit tetanus neonatorum. Tetanus neonatorum ditimbulkan karena pemotongan atau perawatan tali pusat yang kurang memenuhi syarat-syarat kesehatan dan peralatan yang tidak steril (Budiarso, 1983). Maka dari itu pemerintah terus menambah tenaga medis seperti bidan, perawat dan dokter untuk membantu persalinan ibu hamil terutama di kota-kota kecil.

b. Faktor Alat

Penggunaan alat yang tidak steril untuk memotong tali pusat seringkali meningkatkan risiko penularan penyakit tetanus. Bidan-bidan di negara berkembang melakukan pertolongan persalinan masih menggunakan peralatan seperti pisau dapur atau sembilu untuk memotong tali pusat (Lestari, 2014).

c. Faktor Imunisasi

Program imunisasi merupakan salah satu program penting di sektor kesehatan. Program ini bertujuan untuk menurunkan angka kesakitan, kecacatan, dan kematian dari penyakit yang dapat dicegah dengan imunisasi. (Maulidia, 2014). Program untuk mengeliminasi Tetanus neonatorum di Indonesia mengadopsi tiga pendekatan imunisasi, yaitu jangka pendek (dosis Tetanus Toxoid) untuk ibu hamil. Jangka panjang yaitu pemberian 3 dosis vaksin Difteri Pertusis Tetanus (DPT3) yang diberikan pada bayi melalui imunisasi rutin, vaksin Difteri Tetanus (DT) pada kelas satu sekolah dasar, dan vaksin TT dosis ulangan diberikan kepada siswa kelas 2 dan 3 sekolah dasar. Program akselerasi yaitu 3 putaran imunisasi tambahan dengan sasaran wanita usia subur (15-39 tahun) di daerah cakupan imunisasi TT dan persalinan bersih rendah (Kemenkes RI, 2012).

BAB III

METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan pada penelitian ini adalah data sekunder yang berasal dari Data Profil Kesehatan Propinsi Jawa Timur tahun 2012. Jumlah unit data sebesar 38 wilayah terdapat 29 data berasal dari kabupaten dan 9 data berasal dari kota di Provinsi Jawa Timur.

3.2 Variabel Penelitian

Variabel penelitian yang akan dianalisis dibagi menjadi dua buah yaitu variabel respon dan variabel prediktor. Variabel yang diduga mempunyai pengaruh adalah.

Tabel 3.1 Variabel Penelitian

Variabel	Keterangan	Definisi Operasional
Y	Jumlah kasus Tetanus Neonatorum	Jumlah kasus Tetanus Neonatorum di tiap kabupaten/kota di Jawa Timur
X_1	Persentase cakupan imunisasi TT2+ terhadap jumlah ibu hamil	Hasil bagi ibu hamil yang melakukan imunisasi TT2+ dengan jumlah ibu hamil di tiap kabupaten/kota
X_2	Persentase tenaga bidan terhadap jumlah bayi	Hasil bagi jumlah bidan dengan jumlah bayi di tiap kabupaten/kota
X_3	Persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan	Hasil bagi jumlah jumlah ibu bersalin ditolong nakes dengan jumlah ibu bersalin menurut data BPS
X_4	Persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap terhadap jumlah bayi	Hasil bagi kunjungan kesehatan lengkap oleh neonatus (bayi 0-28 hari) dengan jumlah bayi di tiap kabupaten/kota menurut data BPS

Setelah dilakukan studi literatur dari berbagai penelitian sebelumnya, maka berikut ini adalah uraian mengenai pemilihan variabel-variabel prediktor yang digunakan dalam penelitian ini.

- a. Persentase cakupan imunisasi TT2+ terhadap jumlah ibu hamil

Pelayanan kesehatan ibu hamil diwujudkan melalui pemberian pelayanan antenatal sekurang-kurangnya 4 kali selama masa kehamilan. Ibu hamil juga merupakan populasi yang rentan terhadap infeksi penyakit menular (Kemenkes RI, 2013). Program yang dilakukan pemerintah untuk mengeliminasi tetanus neonatorum dan maternal adalah cakupan imunisasi rutin TT2+ (imunisasi TT minimal 2 dosis) yang tinggi dan merata (Dina, 2009).

- b. Persentase tenaga bidan terhadap jumlah bayi

Pemerintah telah mencanangkan berbagai macam program kesehatan untuk mengurangi kasus tetanus salah satunya dengan menyarankan masyarakat untuk melakukan persalinan dengan bantuan tenaga medis yang profesional. Tambahan anggaran serta sekolah-sekolah medis dibangun untuk menambah tenaga medis di Indonesia salah satunya untuk menambah lulusan di bidang kebidanan (Dina, 2009)

- c. Persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan

Pada persalinan atau perawatan luka yang terjadi pada masyarakat ditangani oleh bidan atau dokter. Masyarakat justru lebih banyak pergi ke dukun atau tenaga kurang profesional untuk melakukan persalinan (Lestari, 2014).

- d. Persentase Cakupan Kunjungan Neonatus Lengkap Terhadap Jumlah Bayi

Pelayanan kesehatan neonatal dasar meliputi ASI eksklusif, pencegahan infeksi berupa perawatan mata, tali pusat, pemberian vitamin K1 injeksi dan hepatitis B1 yang tidak diberikan saat lahir yang dilakukan pada bayi usia 0-28 di fasilitas kesehatan maupun kunjungan rumah merupakan

program dari kunjungan neonatus lengkap guna mengurangi kematian ibu dan bayi (Lestari, 2014).

Untuk memudahkan mengetahui bagaimana pola data maka dibentuklah struktur data. Struktur data tersebut disusun berdasarkan variabel-variabel yang digunakan, baik variabel prediktor maupun variabel respon. Struktur data untuk penelitian ini ditunjukkan pada tabel 3.2 berikut.

Tabel 3.2 Struktur Data dalam Penelitian

Wilayah	Y	X_1	X_2	...	X_4	u_i	v_i
1	Y_1	$X_{1,1}$	$X_{2,1}$...	$X_{4,1}$	u_1	v_1
2	Y_2	$X_{1,2}$	$X_{2,2}$...	$X_{4,2}$	u_2	v_2
3	Y_3	$X_{1,3}$	$X_{2,3}$...	$X_{4,3}$	u_3	v_3
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
38	Y_{38}	$X_{1,38}$	$X_{2,38}$...	$X_{4,38}$	u_3	v_2

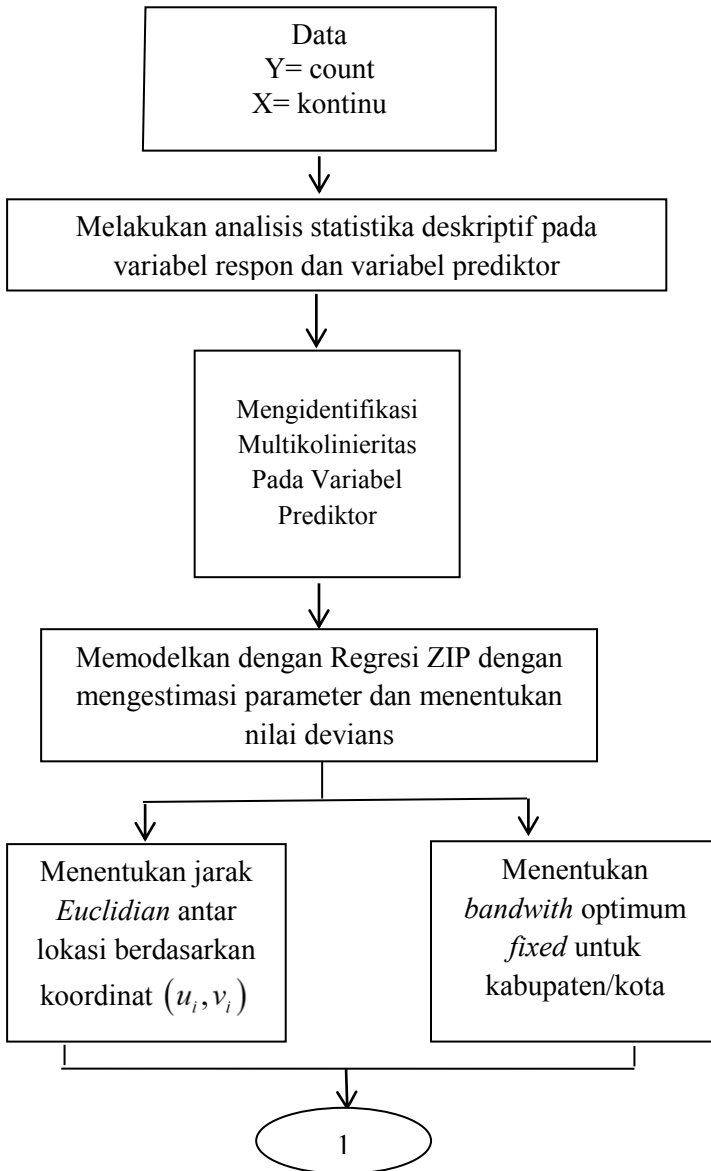
3.3 Metode Analisis Data

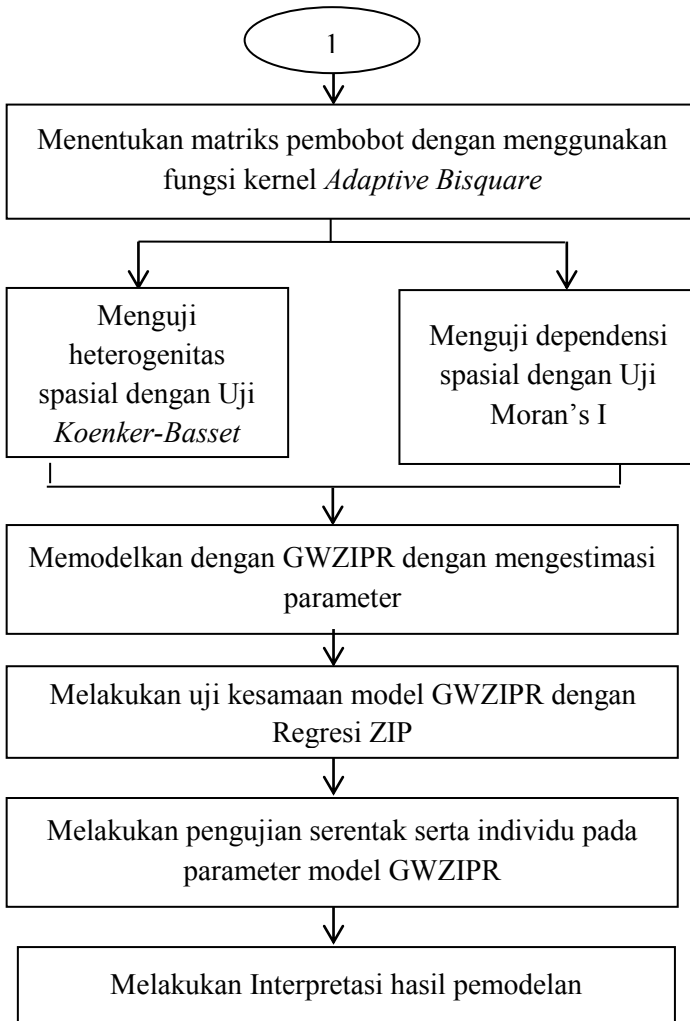
Langkah-langkah yang dilakukan untuk menganalisis data dalam penelitian ini adalah. yang meliputi.

1. Menentukan variabel respon dan variabel prediktor yang diperkirakan mempengaruhi kasus penyakit tetanus neonatorum di Jawa Timur.
2. Melakukan analisa statistika deskriptif pada variabel respon dan prediktor.
3. Melakukan pemodelan dengan metode regresi ZIP yang meliputi:
 - a. Mengidentifikasi dan menangani masalah multikolinieritas dengan melihat kriteria VIF pada variabel prediktor X_1 hingga X_4
 - b. Estimasi parameter
 - c. Penghitungan nilai devians
 - d. Memodelkan dengan metode Regresi ZIP
4. Melakukan pemodelan *Geographically Weighted Zero Inflated Poisson Regression* (GWZIPR) yang meliputi.

- a. Menentukan jarak *Euclidian* antar lokasi berdasarkan koordinat (u_i, v_i) masing-masing kabupaten/kota
- b. Menentukan *bandwidth* optimum *fixed* untuk kabupaten/kota dengan metode *Cross Validation* (CV)
- c. Menghitung besarnya matriks pembobotan GWZIPR dengan menggunakan fungsi kernel *Adaptive Bisquare*
- d. Melakukan uji *Koenker-Basset* untuk melihat heterogenitas spasial
- e. Melakukan uji Moran's I untuk menguji dependensi spasial data
- f. Memodelkan dengan metode GWZIPR
- g. Mendapatkan taksiran parameter
5. Melakukan pengujian kesamaan model GWZIPR dengan model regresi ZIP
6. Melakukan pengujian serentak serta individu pada parameter model GWZIPR
7. Melakukan interpretasi hasil pemodelan dengan GWZIPR

Pada Gambar 3.1 akan digambarkan diagram alir proses penelitian dari awal hingga tahap pengambilan kesimpulan.





Gambar 3. 1 Diagram Alir Analisis

BAB IV

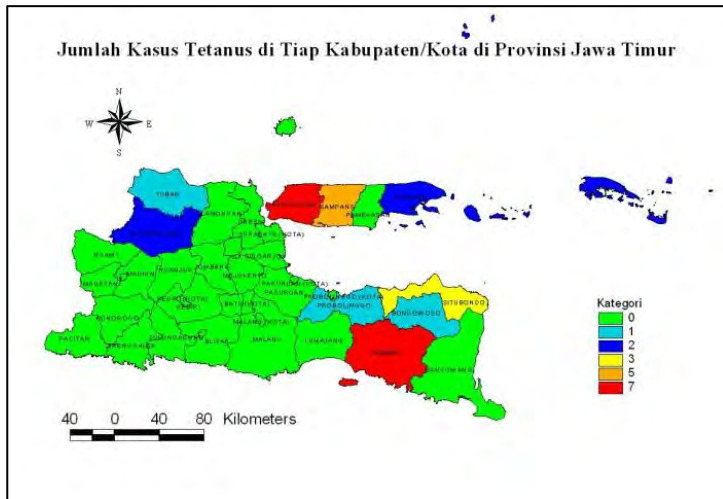
ANALISIS DAN PEMBAHASAN

4.1 Karakteristik Data Jumlah Kasus Tetanus di Jawa Timur

Berdasarkan letak geografis, Jawa Timur terletak pada $7,12^0$ – $8,48^0$ Lintang Selatan (LS) dan 111^0 – $114,40^0$ Bujur Timur (BT). Sedangkan letak geografisnya di sebelah utara berbatasan dengan Pulau Kalimantan. Di sebelah timur berbatasan dengan Pulau Bali. Di sebelah selatan berbatasan dengan Samudra Indonesia. Di sebelah Barat berbatasan dengan Provinsi Jawa Tengah. Luas wilayahnya 47.963 km^2 yang terbagi menjadi 2 bagian besar yaitu Jawa Timur daratan dan Pulau Madura. Topografi di Jawa Timur terbagi menjadi 3 yaitu dataran tinggi, sedang dan rendah. Setiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur memiliki karakteristik yang berbeda dalam berbagai aspek, sehingga perilaku masyarakatnya yang berhubungan dengan kesehatan juga berbeda-beda. Berikut akan dijelaskan deskripsi variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian.

4.1.1 Jumlah Kasus Penyakit Tetanus di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012

Terdapat 29 kabupaten dan 9 kota pada Provinsi Jawa Timur. Berdasarkan data Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur, terdapat sebanyak 29 kasus Tetanus Neonatorum. Pola persebaran dari kasus tetanus ini mengikuti distribusi Poisson dengan *mean* sebesar 0,76 pada Tetanus Neonatorum, hasil uji distribusi dapat dilihat pada Lampiran 11. Secara keseluruhan, data jumlah kasus Tetanus Neonatorum mengandung 76,31% nilai nol sehingga sesuai dengan kondisi *zero-inflated poisson*. Pola persebaran jumlah kasus Tetanus Neonatorum di Provinsi Jawa Timur disajikan pada Gambar 4.1 berikut.



Gambar 4.1 Pola Persebaran Jumlah Kasus Tetanus di Jawa Timur

Gambar 4.1 menunjukkan klasifikasi jumlah kasus Tetanus Neonatorum. Kelompok yang berwarna hijau merupakan kelompok wilayah di Jawa Timur yang tidak terjadi kasus Tetanus Neonatorum. Sedangkan daerah yang berwarna selain hijau merupakan wilayah yang memiliki kasus Tetanus Neonatorum. Wilayah yang berwarna merah merupakan wilayah yang memiliki kasus Tetanus Neonatorum cukup tinggi yaitu sebanyak 7 kasus. Wilayah tersebut adalah Kabupaten Bangkalan dan Jember yang merupakan daerah tapal kuda atau daerah peternakan. Penyakit tetanus termasuk penyakit yang jarang terjadi di Jawa Timur karena secara keseluruhan jumlah kasus penyakit tetanus di kabupaten/kota hanya berkisar antara nol (tidak ada kasus) dan 7 kasus untuk Tetanus Neonatorum.

4.1.2 Variabel Prediktor Jumlah Kasus Penyakit Tetanus di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012

Terdapat lima variabel prediktor yang diduga berpengaruh terhadap jumlah kasus penyakit tetanus di 38 kabupaten/kota Jawa Timur yang disajikan pada Tabel 4.1 berikut ini:

Tabel 4.1 Rata-rata, Standar Deviasi, Minimum dan Maksimum Variabel

Variabel	Rata-Rata*	Standar Deviasi*	Minimum*	Maksimum*
X ₁	1,14	4,63	0	28,1
X ₂	2,63	1,79	0	8,14
X ₃	88,94	6,79	75,02	101,41
X ₄	94,24	8,36	76,59	111,22

*) satuan persen (%)

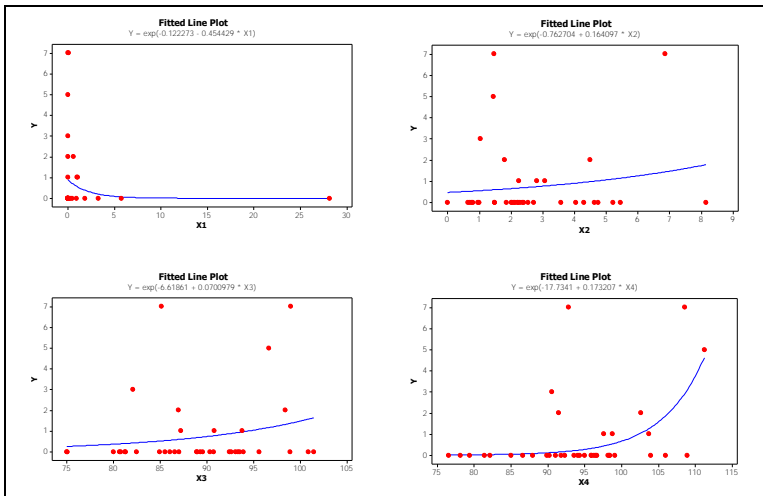
Berdasarkan Tabel 4.1 di atas, beberapa variabel prediktor yang dijelaskan pada Bab III juga memiliki nilai *mean* dan standar deviasi yang berbeda jauh dari variabel prediktor lainnya, yaitu variabel X₁ (presentase imunisasi TT2+ oleh ibu hamil) dan X₂ (presentase tenaga bidan). Nilai *mean* dari variabel X₁ relatif lebih kecil dibandingkan variabel prediktor yang lain, tetapi nilai standar deviasinya lumayan besar yang berarti terdapat cukup ketimpangan terhadap antusiasme imunisasi pada ibu hamil. Oleh karena itu seharusnya dilakukan berbagai upaya agar para wanita terutama wanita hamil agar melakukan imunisasi antenatal sejak kandungan dini agar terhindar dari bakteri tetanus saat persalinan.

Sama halnya dengan variabel X₂, nilai *mean* yang kecil menggambarkan masih sedikitnya jumlah tenaga bidan di Jawa Timur pada tahun 2012 baik pada puskesmas, rumah sakit dan sarana kesehatan lainnya dibandingkan dengan jumlah bayi yang ada. nilai standar deviasi yang juga kecil menggambarkan kondisi yang tidak berbeda jauh terjadi di hampir setiap kabupaten/kota di Jawa Timur.

Pada variabel prediktor, terdapat nilai maksimum melebihi 100 persen, ini terjadi karena terdapat data dengan pembilang lebih besar dari penyebutnya. Data dari Dinas Kesehatan Jawa Timur merupakan gabungan dari hasil yang diperoleh dari Dinas Kesehatan Jawa Timur sebagai pembilang dan hasil prediksi dari Badan Pusat Statistik (BPS) Jawa Timur sebagai penyebut atau pembaginya.

4.2 Identifikasi Pola Hubungan Antar Variabel

Sebelum melakukan pemodelan terlebih dahulu dilakukan identifikasi pola hubungan antara variabel jumlah kasus dengan faktor-faktor yang mempengaruhinya dengan *scatterplot* dan koefisien korelasi antara variabel respon dan variabel prediktor.



Gambar 4.2 Pola Hubungan Antar Variabel Prediktor dan Variabel Respon

Berdasarkan Gambar 4.2 dapat dijelaskan bahwa terdapat 1 variabel prediktor yang memiliki pola negatif terhadap variabel jumlah kasus Tetanus Neonatorum (Y) yaitu presentase cakupan imunisasi TT2+ terhadap jumlah ibu hamil (X_1). Korelasi negatif ini berarti apabila terjadi kenaikan pada variabel X_1 maka akan berdampak pada penurunan jumlah kasus Tetanus Neonatorum. Keeratan hubungan dibuktikan dengan pengujian korelasi dengan nilai $\alpha=0,05$, berdasarkan Lampiran 3.B variabel X_1 tidak memiliki keeratan yang signifikan terhadap variabel prediktor yang lain dengan hasil korelasi yang dibawah 0,95.

Korelasi yang positif terjadi antara variabel Y dengan Variabel persentase tenaga bidan terhadap bayi (X_2), persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan (X_3), dan persentase

cakupan kunjungan neonatus lengkap (X_4). Hal ini menunjukkan bahwa apabila terjadi penurunan terhadap variabel tersebut maka akan berdampak pada penurunan jumlah kasus Tetanus Neonatorum. Pengujian korelasi dengan $\alpha=0,05$ didapatkan bahwa X_4 memiliki keeratan yang signifikan terhadap variabel prediktor yang lain. Sedangkan X_2 dan X_3 memiliki keeratan yang sangat kuat ditunjukkan dengan nilai korelasi diatas 0,95.

4.3 Pemodelan Kasus Penyakit Tetanus dengan Metode Regresi ZIP

Berdasarkan data Dinas Kesehatan Jawa Timur tahun 2012, persebaran jumlah kasus tetanus di seluruh kabupaten/kota mengikuti distribusi Poisson. Kasus Tetanus Neonatorum terjadi pada 9 kota, yang berarti bahwa kasus Tetanus Neonatorum tidak terjadi pada 29 kota lainnya. Analisis regresi ZIP yang diperkenalkan oleh Lambert (1992) digunakan pada data *count* berdistribusi Poisson dengan proporsi nilai nol yang besar, yaitu lebih dari 50%. Data jumlah kasus tetanus di Propinsi Jawa Timur tahun 2012 memiliki proporsi nilai nol 76,31%. Oleh karena itu, digunakan regresi ZIP untuk memodelkan jumlah kasus tetanus di Provinsi Jawa Timur.

4.3.1 Pemeriksaan Multikolinieritas

Dalam analisis regresi, kasus multikolinieritas memiliki pengaruh besar terhadap hasil estimasi parameter. Oleh karena itu, sebelum melakukan analisis lebih lanjut dengan regresi ZIP dan GWZIPR, akan diidentifikasi terlebih dahulu multikolinieritas antar variabel prediktor yang telah dijelaskan pada subbab 3.2. Salah satu cara untuk mengidentifikasi kasus multikolinieritas ini adalah dengan melihat nilai *Variance Inflation Factor* (VIF) yang terdapat pada subbab 2.4. Jika terdapat variabel prediktor dengan nilai $VIF > 10$, maka dapat disimpulkan bahwa terdapat kasus multikolinieritas. Nilai VIF dari lima variabel prediktor yang digunakan dalam penelitian ini disajikan pada Tabel 4.2 berikut.

Tabel 4.2 Nilai VIF Variabel Prediktor

Variabel	VIF
X ₁	1,16
X ₂	1,04
X ₃	3,92
X ₄	4,09

Berdasarkan Tabel 4,2 di atas, semua variabel prediktor memiliki nilai VIF<10, sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat kasus multikolinieritas pada variabel prediktor. Oleh karena itu variabel dapat digunakan dalam pemodelan penyakit tetanus menggunakan regresi ZIP dan GWZIPR.

4.3.2 Uji Parsial Parameter Model Regresi ZIP

Pemodelan jumlah kasus tetanus dengan regresi ZIP menggunakan lima variabel prediktor disajikan pada Tabel 4.3.

Tabel 4.3 Hasil Taksiran Parameter Regresi ZIP Tetanus Neonatorum

Parameter	Taksiran	Standar Error	Zhit
$\hat{\beta}_0$	-5,557	3,131	-1,774
$\hat{\beta}_1$	-1,628	0,681	2,390*
$\hat{\beta}_2$	0,079	0,122	0,656
$\hat{\beta}_3$	0,060	0,057	1,042
$\hat{\beta}_4$	0,010	0,0626	0,168
$\hat{\gamma}_0$	6,062	12,063	0,503
$\hat{\gamma}_1$	-25,893	19,672	-1,316
$\hat{\gamma}_2$	-0,349	0,475	-0,734
$\hat{\gamma}_3$	1,2437	0,560	2,219*
$\hat{\gamma}_4$	-1,1977	0,550	2,177*

*) taraf signifikan $Z_{(0,05)} = 1,644$ std =standar

Pemodelan jumlah kasus Tetanus Neonatorum dengan regresi ZIP pada Tabel 4.3 dengan menggunakan empat variabel prediktor menunjukkan bahwa hanya X_1 yang signifikan pada model ln (parameter β). Sedangkan pada model logit (parameter γ), X_3 dan X_4 yang signifikan sehingga dapat dikatakan bahwa peluang tidak terjadi kasus tetanus ($y_i = 0$) dipengaruhi oleh dua variabel prediktor yang digunakan. Berdasarkan metode penaksiran parameter pada subbab 2.2.1 dapat dibentuk model ln dan logit. Model regresi ZIP yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$\hat{\mu}_i = e^{(-5,557 - 1,628 X_1 + 0,079 X_2 + 0,06 X_3 + 0,01 X_4)}$$

$$\ln(\hat{\mu}_i) = -5,557 - 1,628 X_1 + 0,079 X_2 + 0,06 X_3 + 0,01 X_4 \quad (4.1)$$

$$\text{logit}(\pi_i) = 6,06 - 25,893 X_1 - 0,349 X_2 + 1,243 X_3 - 1,197 X_4 \quad (4.2)$$

dimana:

X_1 = persentase cakupan imunisasi TT2+ terhadap jumlah ibu hamil

X_2 = persentase tenaga bidan terhadap bayi

X_3 = persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan

X_4 = persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap

Variabel yang signifikan pada model ln (4.1) adalah X_1 yang menjelaskan bahwa setiap perubahan 1% persentase cakupan imunisasi TT2+ terhadap jumlah ibu hamil melipatkan rata-rata kasus Tetanus Neonatorum sebesar ($e^{-1,628}$) 0,196 kali dengan syarat semua variabel lain konstan. Hal ini terjadi karena saat hamil, kandungan sangat rentan sehingga membutuhkan imunisasi yang cukup. Sehingga saat proses persalinan, bayi dapat terlindungi dari bakteri Tetanus Neonatorum ini.

Variabel yang signifikan pada model logit (4.2) adalah X_3 dan X_4 yang menjelaskan bahwa peluang tidak terjadi kasus Tetanus Neonatorum di setiap kabupaten/kota di Jawa Timur ($y_i = 0$) dipengaruhi oleh persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan dan persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap. Berdasarkan kedua model (4.1) dan (4.2), diketahui bahwa

variabel prediktor yang mempengaruhi *poisson state* adalah X_1 (cakupan imunisasi TT2+ terhadap jumlah ibu hamil) dan variabel prediktor yang mempengaruhi *zero state* adalah X_3 (cakupan kunjungan neonatus lengkap) dan X_4 (cakupan kunjungan neonatus lengkap).

4.3.3 Uji Serentak Parameter Model Regresi ZIP

Berdasarkan output *software* R pada Lampiran 4.A dan 4.B, nilai devians model regresi ZIP pada Tetanus Neonatorum sebesar -28,10 dengan derajat bebas 10. Maka diperoleh G_{hitung} model regresi ZIP untuk Tetanus Neonatorum sebesar $-2(\text{Log Likelihood}) = 56,20$, Nilai χ^2 tabel dengan derajat bebas (df) = 10 adalah 18,307, sehingga $G_{hitung} > \chi^2_{(0,05;10)}$. Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa model ZIP jumlah kasus Tetanus Neonatorum di Jawa Timur layak digunakan.

4.4 Pemodelan Jumlah Kasus Tetanus Menggunakan GWZIPR

Pemodelan jumlah kasus penyakit tetanus di Provinsi Jawa Timur tahun 2012 dengan metode GWZIPR melibatkan faktor geografis dari setiap kabupaten/kota. Faktor geografis dari setiap kabupaten/kota di Jawa Timur yang berupa titik koordinat garis Lintang Selatan (LS) dan Bujur Timur (BT). Dengan informasi letak geografis masing-masing kabupaten/kota, seperti yang disajikan pada Lampiran 2. Fungsi kernel yang digunakan dalam pemodelan dengan GWZIPR dalam penelitian ini adalah fungsi kernel *Adaptive Bisquare* karena data jumlah kasus tetanus yang bernilai nol di Provinsi Jawa Timur tahun 2012 tersebar secara random di 9 kabupaten/kota, maka digunakan fungsi kernel dengan nilai *bandwidth* yang *fixed* untuk seluruh kabupaten/kota. Langkah selanjutnya dalam memodelkan jumlah kasus tetanus dengan metode GWZIPR adalah menentukan *bandwidth* optimum dengan menggunakan metode *Cross Validation* (CV), seperti yang terdapat Lampiran 7.A. Nilai *bandwidth* optimum dan jarak *Euclid* yang telah diperoleh kemudian dimasukkan ke

dalam fungsi kernel sehingga didapatkan matriks pembobot spasial, $\mathbf{W}(u_i, v_i)$ dengan $i = 1, 2, \dots, 38$, untuk setiap kabupaten/kota, seperti yang terangkum pada Lampiran 7.

Seperi gambaran, misalkan untuk Kabupaten Lamongan dengan urutan kabupaten/kota ke 24 di Provinsi Jawa Timur. diperoleh jarak *Euclid* dan pembobot spasial hasil perhitungan dengan fungsi kernel *Bisquare* seperti yang disajikan pada Tabel 4.4 berikut:

Tabel 4.4 Jarak Euclid dan Pembobot di Kabupaten Lamongan

Kab/Kota	d_{ij}	W	Kab/Kota	d_{ij}	W
Pacitan	2,780	0,021	Magetan	1,395	0,378
Ponorogo	3,073	0,009	Ngawi	2,221	0,085
Trenggalek	1,444	0,353	Bojonegoro	2,681	0,027
Tulungagung	1,304	0,427	Tuban	1,366	0,394
Blitar	2,791	0,020	Lamongan	0,000	1,000
Kediri	0,892	0,672	Gresik	2,269	0,076
Malang	1,599	0,278	Bangkalan	3,150	0,007
Lumajang	0,912	0,660	Sampang	2,709	0,026
Jember	1,909	0,162	Pamekasan	3,046	0,010
Banyuwangi	2,703	0,026	Sumenep	2,073	0,116
Bondowoso	2,211	0,087	Kota Kediri	1,902	0,164
Situbondo	2,214	0,086	Kota Blitar	2,121	0,105
Probolinggo	2,864	0,017	Kota Malang	1,819	0,191
Pasuruan	3,102	0,008	Kota		
Sidoarjo	2,223	0,084	Probolinggo	2,014	0,132
Mojokerto	1,973	0,143	Kota Pasuruan	3,000	0,011
Jombang	1,080	0,558	Kota		
Nganjuk	2,082	0,115	Mojokerto	2,125	0,105
Madiun	0,933	0,647	Kota Madiun	1,269	0,447
			Kota Surabaya	1,989	0,138
			Kota Batu	2,293	0,072

Matriks pembobot spasial terbentuk untuk Kabupaten Lamongan kemudian digunakan untuk menaksir parameter GWZIPR di lokasi-lokasi (u_i, v_i) , Sedangkan untuk menaksir parameter GWZIPR di lokasi-lokasi (kabupaten/kota) ke (u_i, v_i) digunakan matriks pembobot spasial masing-masing kabupaten/kota yaitu $\mathbf{W}(u_i, v_i)$, Matriks pembobot spasial Kabupaten Lamongan yaitu $\mathbf{W}(u_i, v_i)$ dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\mathbf{W}(u_i, v_i) = \text{diag}(0,021:0,009:0,353:0,427:0,020:0,672:0,278:0,660:0,162:0,026:0,087:0,086:0,017:0,008:0,143:0,558:0,115:0,647:0,378:0,085:0,027:0,394:1,000:0,076:0,007:0,026:0,010:0,116:0,164:0,105:0,191:0,132:0,011:0,105:0,447:0,138:0,072)$$

Pemodelan jumlah kasus penyakit tetanus dengan metode GWZIPR dilakukan dengan *software* R menggunakan algoritma Ekspektasi-Maksimal (EM) terlampir pada Lampiran 8. Hasil taksiran parameter GWZIPR untuk masing-masing kabupaten/kota disajikan pada Lampiran 9. Rangkuman hasil taksiran parameter Tetanus Neonatorum dari seluruh kabupaten/kota disajikan pada Tabel 4.5 berikut:

Tabel 4.5 Taksiran Parameter Tetanus Neonatorum Model GWZIPR di Seluruh Kabupaten/Kota

Variabel	Mean	Standar Error	95% Batas Kepercayaan	
			Batas Bawah	Batas Atas
$\hat{\beta}_0$	-4.387	0,583	-5,529	-3,244
$\hat{\beta}_1$	0.017	0,001	0,014	0,019
$\hat{\beta}_2$	0.191	0,001	0,187	0,195
$\hat{\beta}_3$	-0.151	0,007	-0,165	-0,135
$\hat{\beta}_4$	0.182	0,006	0,168	0,195
$\hat{\gamma}_0$	-15.549	2,330	-20,116	-10,983
$\hat{\gamma}_1$	0.068	0,005	0,058	0,078

Tabel 4.5 Taksiran Parameter Tetanus Neonatorum Model GWZIPR di Seluruh Kabupaten/Kota (lanjutan)

Variabel	Mean	Standar Error	95% Batas Kepercayaan	
			Batas Bawah	Batas Atas
$\hat{\gamma}_2$	0.766	0,007	0,750	0,781
$\hat{\gamma}_3$	-0.602	0,030	-0,661	-0,543
$\hat{\gamma}_4$	0,7286	0,027	0,675	0,781

Tabel 4.5 menunjukkan bahwa *mean* dan standar error tidak memiliki nilai yang jauh berbeda dari parameter ke 1 hingga parameter ke 4, sehingga 95% interval kepercayaan yang terbentuk juga menunjukkan selang yang tidak jauh berbeda pula. Hal ini berkaitan dengan hasil pengujian parsial parameter di setiap kabupaten/kota.

4.4.1 Uji Dependensi Spasial

Uji dependensi spasial dilakukan untuk mengetahui apakah pengamatan di suatu lokasi berpengaruh terhadap pengamatan di lokasi lain yang letaknya berdekatan. Dalam penelitian ini, untuk mengidentifikasi adanya efek spasial pada data jumlah kasus tetanus di Provinsi Jawa Timur tahun 2012 yang berupa dependensi spasial antar kabupaten/kota dilakukan pengujian Moran's I pada subbab 2.5.2. Dengan menggunakan $\alpha = 0,05$ dan statistik uji Moran's I, hipotesis yang digunakan pada pengujian ini adalah sebagai berikut:

$H_0 : \lambda = 0$ (tidak ada dependensi spasial)

$H_1 : \lambda \neq 0$ (ada dependensi spasial)

Hasil pengujian Moran's I pada menggunakan *software* R menunjukkan nilai *p-value* sebesar 0,482 yang menunjukkan *p-value* $> \alpha$, sehingga gagal tolak H_0 . Yang artinya tidak ada dependensi spasial antar kabupaten/kota. Hal ini juga berarti bahwa jumlah kasus tetanus di kabupaten/kota yang satu tidak dipengaruhi oleh jumlah kasus tetanus di kabupaten/kota yang lain.

4.4.2 Uji Heterogenitas Spasial

Uji heterogenitas spasial dilakukan setelah melakukan uji dependensi spasial. Uji heterogenitas spasial dilakukan untuk mengetahui apakah terdapat kekhasan pada setiap lokasi pengamatan. Data jumlah kasus tetanus di Provinsi Jawa Timur tahun 2012 yang diambil dari beberapa kabupaten/kota menggambarkan perbedaan kondisi geografis, karakteristik, sosial dan budaya masyarakat yang menyebabkan adanya keragaman spasial antar kabupaten/kota. Keragaman spasial dalam penelitian ini dan faktor-faktor yang diduga berpengaruh diuji menggunakan pengujian *Koenker-Basset*. Pengujian dilakukan dengan menerapkan analisis regresi ZIP pada data tersebut, sehingga diperoleh nilai residual dan hasil taksiran regresi ZIP. Selanjutnya, kuadrat dari nilai residual tersebut ($\hat{\varepsilon}_i^2$) diregresikan linier terhadap kuadrat dari hasil taksiran regresi ZIP (\hat{y}_i^2) yang telah diperoleh sebelumnya. Hipotesis pengujian yang terdapat pada subbab 2.5.3 dengan $\alpha=0,05$ yaitu:

H_0 : tidak terdapat heterogenitas spasial

H_1 : terdapat heterogenitas spasial

Hipotesis pengujian di atas, berkaitan dengan signifikansi koefisien parameter hasil regresi $\hat{\varepsilon}_i^2$ terhadap \hat{y}_i^2 . Hasil pengujian *Koenker-Basset* menggunakan *software* R menunjukkan koefisien parameter Tetanus Neonatorum \hat{y}_i^2 sebesar 1,86 dengan *p-value* sebesar $1,36 \cdot 10^{-4}$. Berdasarkan kriteria penolakan H_0 , diperoleh *p-value* $< \alpha$, maka dapat disimpulkan bahwa tolak H_0 , yang berarti terdapat heterogenitas atau perbedaan variansi antar kabupaten/kota dalam penelitian ini. Hasil pengujian Moran's I dan *Koenker Basset* terlampir pada Lampiran 5. Berdasarkan hasil pengujian spasial pada jumlah kasus penyakit Tetanus Neonatorum di Jawa Timur yaitu tidak terjadi dependensi spasial tetapi terjadi heterogenitas spasial antar wilayah. Oleh karena itu, metode spasial titik *Geographically*

Weighted Zero-Inflated Poisson Regression GWZIPR dapat dilakukan sebagai analisis.

4.4.3 Uji Kesamaan Model GWZIPR

Untuk mengetahui signifikansi faktor geografis yang dilibatkan pada pemodelan data jumlah kasus penyakit tetanus di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012, dilakukan pengujian kesamaan model GWZIPR dan regresi ZIP, dengan hipotesis:

$$H_0 : \beta_j(u_i, v_i) = \beta_j \quad H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_j(u_i, v_i) \neq \beta_j$$

$$H_0 : \gamma_j(u_i, v_i) = \gamma_j \quad H_1 : \text{minimal ada satu } \gamma_j(u_i, v_i) \neq \gamma_j$$

dengan $i = 1, 2, \dots, 38$ $j = 0, 1, \dots, 4$

Berdasarkan hasil taksiran parameter pada subbab 4.3 pemodelan regresi ZIP dan pemodelan GWZIPR menggunakan *software* R diperoleh perbandingan nilai devians regresi ZIP dan GWZIPR seperti pada Tabel 4.8 berikut ini:

Tabel 4.6 Perbandingan Nilai Devians Regresi ZIP dan GWZIPR

Model	Devians	df	Devians/df	Fhit	Ftabel
GWZIPR	876,352	28	31,298	5,569	2,19
ZIP	56,20	10	5,620		

Berdasarkan Tabel 4.8, dengan tingkat signifikansi $\alpha=0,05$, diperoleh $F_{hit} > F_{(0,05;10;28)}$ maka dapat disimpulkan tolak H_0 , yang berarti terdapat perbedaan yang antara model GWZIPR dengan regresi ZIP. Sehingga dapat dilanjutkan pada pengujian signifikansi model GWZIPR

4.4.4 Uji Serentak Parameter Model GWZIPR

Sedangkan untuk mengetahui signifikansi parameter model GWZIPR secara serentak dilakukan pengujian dengan hipotesis berikut ini:

$$H_0 : \beta_1(u_i, v_i) = \dots = \beta_4(u_i, v_i) = 0 \quad H_0 : \gamma_1(u_i, v_i) = \dots = \gamma_4(u_i, v_i) = 0$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_j(u_i, v_i) \neq 0 \quad H_1 : \text{minimal ada satu } \gamma_j(u_i, v_i) \neq 0$$

dengan $i = 1, 2, \dots, 38 \quad j = 1, 2, 3, 4$

Berdasarkan hasil pengujian serentak parameter model GWZIPR, diperoleh nilai devians (G) sebesar 876,352 untuk Tetanus Neonatorum dengan $df = 10$ dan nilai $\chi^2_{(0,05;10)} = 18,307$. Pada taraf signifikansi $\alpha = 0,05$ diperoleh nilai $G > \chi^2_{(0,05;10)}$, maka dapat disimpulkan bahwa tolak H_0 yang berarti model GWZIPR layak digunakan pada pemodelan jumlah kasus penyakit Tetanus Neonatorum di Jawa Timur tahun 2012.

4.4.5 Uji Parsial Parameter Model GWZIPR

Untuk mengetahui faktor-faktor mana saja yang berpengaruh signifikan terhadap jumlah kasus penyakit tetanus dengan model GWZIPR di setiap lokasi, dilakukan pengujian parsial terhadap parameter model, dengan hipotesisnya adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_j(u_i, v_i) = 0 \quad H_0 : \gamma_j(u_i, v_i) = 0$$

$$H_1 : \beta_j(u_i, v_i) \neq 0 \quad H_1 : \gamma_j(u_i, v_i) \neq 0$$

dengan $i = 1, 2, \dots, 38 \quad j = 0, 1, \dots, 4$

Hasil pengujian parsial parameter model GWZIPR dengan *software* R di setiap kabupaten/kota terangkum pada Lampiran 10. Secara keseluruhan, semua variabel prediktor dari X_1 hingga X_4 signifikan di seluruh kabupaten/kota. Hal ini sesuai dengan ringkasan taksiran parameter pada Tabel 4.5. Terdapat satu kabupaten yang mempunyai variabel lokal yaitu Kabupaten Tuban. Hasil pengujian parsial parameter model GWZIPR Kabupaten Tuban disajikan pada Tabel 4.7 berikut:

Tabel 4.7 Hasil Taksiran Parameter Tetanus Neonatorum Model GWZIPR Kab. Tuban

Parameter	Taksiran	Standar error	Zhit
$\hat{\beta}_0$	0,168	22,594	0,007
$\hat{\beta}_1$	0,007	0,014	0,542
$\hat{\beta}_2$	0,184	0,066	2,776*
$\hat{\beta}_3$	-0,052	0,014	-3,675*
$\hat{\beta}_4$	0,034	0,015	2,353*
$\hat{\gamma}_0$	2,672	90,376	0,030
$\hat{\gamma}_1$	0,030	0,055	0,542
$\hat{\gamma}_2$	0,735	0,265	2,776*
$\hat{\gamma}_3$	-0,209	0,057	-3,675*
$\hat{\gamma}_4$	0,137	0,058	2,353*

Berdasarkan nilai Z_{hitung} pada Tabel 4.7, diperoleh nilai $Z_{(0,05)}$ sebesar 1,644. Dengan tingkat signifikansi = 0,05, karena nilai $|Z_{hitung}| > Z_{(0,05)}$, maka disimpulkan bahwa sebanyak 3 variabel (X_2 , X_3 , X_4) signifikan pada model GWZIPR. Bentuk model GWZIPR untuk Kabupaten Tuban dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\hat{\mu}_i = e^{(0,168+0,007 X_1+0,184 X_2-0,052 X_3+0,034 X_4)}$$

$$\ln(\hat{\mu}_i) = 0,168+0,007 X_1+0,184 X_2-0,052 X_3+0,034 X_4 \quad (4.3)$$

dan

$$\text{logit}(\hat{\pi}_i) = 2,672+ 0,030 X_1+0,735 X_2-0,209 X_3 +0,137 X_4 \quad (4.4)$$

dimana:

X_1 = persentase cakupan imunisasi TT2+ terhadap jumlah ibu hamil

X_2 = persentase tenaga bidan terhadap bayi

X_3 = persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan

X_4 = persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap

Variabel yang signifikan pada model ln (4.3) adalah X_2 , dan X_4 menjelaskan bahwa setiap perubahan 1% persentase tenaga bidan terhadap bayi melibatkan rata-rata jumlah kasus penyakit Tetanus Neonatorum sebesar ($e^{0,184}$) 1,20 kali, dan setiap perubahan 1% persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap dapat melibatkan rata-rata jumlah kasus Tetanus Neonatorum sebesar ($e^{0,034}$) 1,034 kali dengan syarat variabel lain konstan. Hal ini tidak sesuai harapan, karena kedua variabel yang diharapkan mampu mengurangi jumlah kasus Tetanus Neonatorum justru dapat meningkatkan jumlah kasus, walaupun tergolong kecil (hanya satu kasus). Kondisi ini juga ditunjukkan oleh koefisien pengali dari ketiga variabel yang nilainya sangat kecil. Perbedaan tanda terjadi diduga karena data yang digunakan hanya sebanyak 29 kasus sehingga model yang terbentuk kurang mampu menggambarkan apa yang diharapkan. Data yang digunakan adalah data *cross-section* sehingga program kesehatan yang dilakukan Pemerintah pada tahun 2012 tidak berdampak langsung pada tahun tersebut tetapi berdampak pada kasus Tetanus Neonatorum di tahun berikutnya. Variabel yang signifikan pada model ln (4.3) X_3 juga menjelaskan bahwa setiap perubahan 1% persentase ibu ditolong tenaga kesehatan melibatkan rata-rata kasus Tetanus Neonatorum sebesar ($e^{0,052}$) 1,053 kali.

Model logit pada (4.4) menjelaskan bahwa peluang tidak terjadi kasus Tetanus Neonatorum di setiap kabupaten/kota di Jawa Timur ($y_i = 0$) dipengaruhi oleh tiga variabel prediktor yaitu persentase tenaga bidan terhadap bayi, persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan, dan persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap. Berdasarkan kedua model (4.3) dan (4.4), diketahui bahwa variabel prediktor yang mempengaruhi *poisson*

state dan variabel prediktor yang mempengaruhi *zero state* sama. Setiap kabupaten/kota memiliki matriks pembobot yang berbeda, sehingga kabupaten/kota yang satu dapat memiliki variabel signifikan yang berbeda dengan kabupaten/kota yang lain.

Akan tetapi, hasil pengujian parsial parameter model GWZIPR yang menggunakan pembobot fungsi kernel *Adaptive Bisquare* menunjukkan bahwa seluruh kabupaten/kota memiliki variabel signifikan yang sama kecuali hanya pada Kabupaten Tuban. Dengan demikian, dapat dikatakan bahwa keempat variabel prediktor tersebut hampir bersifat global. Hal ini dapat terjadi karena data jumlah kasus penyakit Tetanus Neonatorum sangat didominasi oleh nilai nol (kejadian tidak ada kasus penyakit Tetanus Neonatorum) dengan proporsi yang cukup besar yaitu 76,31%.

Oleh karena itu, selanjutnya ingin diketahui apakah perbedaan proporsi nilai nol pada data dapat memberikan hasil yang berbeda terhadap signifikansi parameter di setiap kabupaten/kota.

Tabel 4.8 Perbandingan Proporsi Nilai Nol pada Data

Proporsi Nilai Nol (%)	Total Sampel	Devians (G)	Variabel Signifikan	
			Global	Lokal
76,31%	38	876,525	X_1, X_2, X_3, X_4	-
75,68%	37	872,268	X_4	X_1, X_2, X_3
75,00%	36	1825,407	-	X_1, X_2, X_3, X_4
74,29%	35	1089,918	X_1, X_2, X_3, X_4	-
72,73%	33	1458,993	X_1, X_2, X_3	X_4

Tabel 4.8 menunjukkan bahwa perbedaan proporsi nilai nol pada data memberikan hasil yang berbeda pula pada variabel-variabel yang signifikan di setiap kabupaten/kota. Pemodelan GWZIPR dengan proporsi nilai nol sebesar 75,68% memiliki nilai devians terkecil dibandingkan proporsi nilai nol yang lain.

Model GWZIPR tersebut menghasilkan variabel prediktor signifikan yang berbeda di setiap kabupaten/kota. Variabel prediktor yang signifikan di setiap kabupaten/kota disajikan pada Tabel 4.9 berikut ini.

Tabel 4.9 Daftar Variabel yang Signifikan di Setiap Kabupaten/ Kota Model GWZIPR dengan Proporsi Nilai Nol 75,68%

No.	Kab/Kota	Variabel Signifikan
1	PACITAN	X_1, X_2, X_3, X_4
2	PONOROGO	X_1, X_2, X_3, X_4
3	TRENGGALEK	X_1, X_2, X_3, X_4
4	TULUNGAGUNG	X_2, X_3, X_4
5	BLITAR	X_1, X_4
6	KEDIRI	X_2, X_3, X_4
7	MALANG	X_1, X_2, X_3, X_4
8	LUMAJANG	X_2, X_3, X_4
9	JEMBER	X_1, X_2, X_3, X_4
10	BANYUWANGI	X_1, X_2, X_3, X_4
11	BONDOWOSO	X_1, X_2, X_3, X_4
12	SITUBONDO	X_1, X_2, X_3, X_4
13	PROBOLINGGO	X_1, X_2, X_3, X_4
14	PASURUAN	X_1, X_2, X_3, X_4
15	SIDOARJO	X_1, X_2, X_3, X_4
16	MOJOKERTO	X_1, X_2, X_3, X_4
17	JOMBANG	X_2, X_3, X_4
18	NGANJUK	X_1, X_2, X_3, X_4
19	MADIUN	X_2, X_3, X_4
20	MAGETAN	X_1, X_2, X_3, X_4
21	NGAWI	X_2, X_3, X_4
22	BOJONEGORO	X_1, X_4

Tabel 4.9 Daftar Variabel yang Signifikan di Setiap Kabupaten/ Kota Model GWZIPR dengan Proporsi Nilai Nol 75,68% (Lanjutan)

No.	Kab/Kota	Variabel Signifikan
23	TUBAN	X_1, X_2, X_3, X_4
24	GRESIK	X_1, X_2, X_3, X_4
25	BANGKALAN	X_1, X_4
26	SAMPANG	X_1, X_2, X_3, X_4
27	PAMEKASAN	X_1, X_2, X_3, X_4
28	SUMENEP	X_1, X_2, X_3, X_4
29	KOTA KEDIRI	X_1, X_2, X_3, X_4
30	KOTA BLITAR	X_2, X_3, X_4
31	KOTA MALANG	X_1, X_2, X_3, X_4
32	KOTA PROBOLINGGO	X_1, X_2, X_3, X_4
33	KOTA PASURUAN	X_1, X_2, X_3, X_4
34	KOTA MOJOKERTO	X_1, X_2, X_3, X_4
35	KOTA MADIUN	X_1, X_2, X_3, X_4
36	KOTA SURABAYA	X_1, X_2, X_3, X_4
37	KOTA BATU	X_1, X_2, X_3, X_4

Berdasarkan Tabel 4.9, terlihat bahwa dengan pembobot fungsi kernel *Adaptive Bisquare* pada data jumlah kasus penyakit Tetanus Neonatorum dengan proporsi nilai nol 75,68% variabel X_4 signifikan di seluruh kabupaten/kota di Jawa Timur. Sedangkan variabel X_1 , X_2 dan X_3 tidak signifikan di beberapa kabupaten/kota, sehingga X_1 , X_2 dan X_3 dikatakan bersifat lokal. Hasil Taksiran dan pengujian parsial parameter GWZIPR dengan proporsi nol 75,68% terangkum pada Lampiran 9 dan 10.

Rangkuman kelompok kabupaten/kota berdasarkan variabel yang signifikan berpengaruh terhadap kejadian $y_i = 0$ (tidak terjadinya kasus penyakit Tetanus Neonatorum) disajikan pada Tabel 4.10 berikut.

Tabel 4.10 Hasil Pengelompokkan Kabupaten/Kota Berdasarkan Variabel yang Signifikan pada Model GWZIPR

Kelom Pok	Kabupaten/Kota	Variabel Signifikan
1	Pacitan, Ponorogo, Trenggalek, Malang, Jember, Bondowoso, Situbondo, Probolinggo, Pasuruan, Sidoarjo, Mojokerto, Nganjuk, Magetan, Tuban, Gresik, Ngawi, Gresik, Sampang, Pamekasan, Sumenep, Kota Kediri, Kota Malang, Kota Probolinggo, Kota Pasuruan, Kota Mojokerto, Kota Madiun, Kota Surabaya, Kota Batu	<p>X1 = persentase cakupan imunisasi TT2+ terhadap jumlah ibu hamil</p> <p>X2 = persentasi tenaga bidan terhadap bayi</p> <p>X3 = persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan</p> <p>X4 = persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap</p>
2	Tulungagung, Kediri, Lumajang, Jombang, Madiun, Ngawi, Kota Blitar	<p>X2 = persentasi tenaga bidan terhadap bayi</p> <p>X3 = persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan</p> <p>X4 = persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap</p>
3	Blitar, Bojonegoro, Bangkalan	<p>X1 = persentase cakupan imunisasi TT2+ terhadap jumlah ibu hamil</p> <p>X4 = persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap</p>

Berdasarkan Tabel 4.10 diketahui bahwa dengan menggunakan pembobot fungsi kernel *Adaptive Bisquare*, terbentuk tiga

kelompok kabupaten/kota dengan kelompok pertama terdiri dari 27 kabupaten/kota dengan 4 variabel prediktor signifikan, kelompok kedua terdiri dari 7 kabupaten/kota dengan 3 variabel prediktor signifikan serta kelompok ketiga yang terdiri dari 3 kabupaten dengan 2 variabel prediktor signifikan berpengaruh terhadap kasus Tetanus Neonatorum di Provinsi Jawa Timur. Terdapat satu kota yang tidak mempunyai variabel yang signifikan yaitu Kabupaten Lamongan.

Hasil yang diperoleh dari pemodelan jumlah kasus penyakit Tetanus Neonatorum menggunakan GWZIPR dengan proporsi nilai nol yang berbeda, menunjukkan bahwa model GWZIPR dengan proporsi nilai nol 75,68% lebih baik dibandingkan model GWZIPR dengan proporsi nilai nol 76,31% karena lebih dapat menggambarkan heterogenitas (keragaman) spasial antar kabupaten/kota dan memiliki nilai devians yang lebih kecil. Hasil ini juga menunjukkan bahwa besarnya proporsi nilai nol pada data dapat mempengaruhi model yang terbentuk.

Dari ketiga kelompok tersebut dapat dilihat bahwa variabel prediktor cenderung berpengaruh pada semua kota yang membuktikan bahwa variabel prediktor berpengaruh secara global. Perbedaan sifat variabel ini diduga terjadi karena variabel prediktor yang digunakan merupakan indikator kesehatan yang masuk ke dalam program Standar Pelayanan Minimal Kesehatan yang ditetapkan pemerintah dan sudah melewati pencapaian target nasional.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan hasil penelitian yang tertuang dalam analisis dan pembahasan maka dapat diperoleh kesimpulan sebagai berikut.

1. Berdasarkan deskripsi variabel respon dan variabel prediktor yang diteliti dapat disimpulkan bahwa setiap wilayah memiliki karakteristik yang berbeda-beda untuk setiap variabel pengamatan. Sebanyak 2 kabupaten/kota terklasifikasi dalam wilayah yang memiliki jumlah kasus tinggi sebesar 7 kasus yaitu Kabupaten Jember dan Bangkalan.
2. Pengujian Kesamaan model GWZIPR dan model regresi ZIP untuk jumlah kasus Penyakit Tetanus Neonatorum di Provinsi Jawa Timur tahun 2012 didekati dengan distribusi F dan memberikan kesimpulan bahwa terdapat perbedaan antara model GWZIPR dan model Regresi ZIP. Pengujian serentak parameter model GWZIPR memberikan kesimpulan bahwa model GWZIPR layak digunakan pada pemodelan jumlah kasus penyakit Tetanus Neonatorum di Provinsi Jawa Timur 2012.
3. Model GWZIPR jumlah kasus penyakit Tetanus Neonatorum di Provinsi Jawa Timur tahun 2012 memberikan kesimpulan bahwa peluang tidak terjadi kasus penyakit Tetanus Neonatorum di setiap kabupaten/kota di Jawa Timur ($y_i = 0$) dipengaruhi oleh presentase cakupan imunisasi TT2+, persentase tenaga bidan, persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan dan persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap.
4. Terbentuk tiga kelompok kabupaten/kota yang memiliki proporsi nilai nol 75,68% dengan menggunakan model GWZIPR dan pembobot fungsi kernel *Adaptive Bisquare*. Kelompok pertama terdiri dari 27 kabupaten/kota dengan 4

variabel signifikan, kelompok dua terdiri dari 7 kabupaten/kota dengan 3 variabel signifikan dan kelompok ketiga terdiri 3 kabupaten/kota dengan 2 variabel signifikan. Terdapat satu kota yang tidak mempunyai variabel prediktor yang signifikan yaitu Kabupaten Lamongan.

5.2 Saran

Penelitian ini terdapat beberapa permasalahan yang perlu dikaji lebih mendalam dan mendetail. Sehingga saran yang dapat direkomendasikan adalah

1. Mendeteksi lebih lanjut mengenai faktor-faktor dugaan tidak berdasarkan aspek kesehatan saja, untuk penelitian selanjutnya diharapkan juga mendalami faktor aspek sosial, ekonomi, pendidikan dan lingkungan sehingga upaya untuk pengeliminasian kasus penyakit Tetanus Neonatorum ini sesuai dengan target nasional bisa tercapai.
2. Mengkaji lebih dalam lagi perbedaan tanda pada estimasi parameter yang tidak sesuai dengan teori dalam kehidupan nyata.
3. Ukuran sampel yang digunakan diharapkan cukup besar karena berkaitan dengan pendekatan distribusi Poisson ke distribusi Normal pada ukuran sampel besar.
4. Besarnya proporsi nilai nol pada data lebih dipertimbangkan karena sangat berpengaruh terhadap hasil pemodelan.
5. Penambahan metode *Mixed Geographically Weighted Zero-Inflated Poisson Regression* karena variabel prediktornya yang cenderung bersifat global.

Saran yang bisa diberikan terhadap Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur adalah menambah jumlah tenaga medis, khususnya ahli di bidang persalinan dan lebih digalakkan imunisasi ibu dan anak agar eliminasi kasus Tetanus Neonatorum ini bisa sesuai target nasional.

Lampiran 1. Data Jumlah Kasus Penyakit Tetanus di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012

Kab/Kota	Y	X1	X2	X3	X4
PACITAN	0	0	1.847	92.59	96.71
PONOROGO	0	0.01	3.578	80.76	95.89
TRENGGALEK	0	0	1.487	98.88	103.93
TULUNGAGUNG	0	0	2.127	89.57	92.35
BLITAR	0	0	2.407	89.26	94.32
KEDIRI	0	0.01	4.304	92.42	96.49
MALANG	0	0.02	5.224	93.07	98.17
LUMAJANG	0	0	2.544	100.83	105.96
JEMBER	7	0	6.848	85.15	92.86
BANYUWANGI	0	0	4.045	87.04	93.58
BONDOWOSO	1	1.03	2.249	90.8	103.73
SITUBONDO	3	0	1.035	82.08	90.53
PROBOLINGGO	1	0	3.075	87.23	97.57
PASURUAN	0	0	2.213	86.02	91.78
SIDOARJO	0	0	5.447	84.94	82.17
MOJOKERTO	0	0	0	86.56	91.09
JOMBANG	0	0.03	4.757	90.33	95.93
NGANJUK	0	0	2.716	93.32	94.96
MADIUN	0	0.15	2.278	75.06	87.99
MAGETAN	0	0.05	2.005	85.52	89.85
NGAWI	0	0.01	2.026	93.92	99.07
BOJONEGORO	2	0.04	4.498	98.4	102.6
TUBAN	1	0.99	2.81	93.76	98.74
LAMONGAN	0	0	4.627	101.41	108.92
GRESIK	0	0	2.084	88.96	94.08
BANGKALAN	7	0.05	1.473	98.98	108.55
SAMPANG	5	0	1.437	96.65	111.22

Kab/Kota	Y	X1	X2	X3	X4
PAMEKASAN	0	1.81	0.992	90.74	98.36
SUMENEP	2	0.6	1.789	86.95	91.48
KEDIRI	0	5.73	2.22	75.02	76.59
BLITAR	0	0	0.704	82.45	78.18
MALANG	0	0	2.371	79.99	79.42
PROBOLINGGO	0	0.25	0.963	88.88	90.23
PASURUAN	0	0	0.798	93.51	98.41
MOJOKERTO	0	28.17	0.754	80.62	81.45
MADIUN	0	3.28	1.48	95.57	96.25
SURABAYA	0	0.93	8.148	81.24	85.05
BATU	0	0.47	0.64	81.27	86.62

Y = Jumlah Kasus Tetanus Neonatorum

X₁ = persentase cakupan imunisasi TT2+ terhadap jumlah ibu hamil

X₂ = persentasi tenaga bidan terhadap bayi

X₃ = persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan

X₄ = persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap

Lampiran 2. Koordinat Geografis Kabupaten/Kota di Jawa Timur(
Garis Lintang dan Garis Bujur)

Kab/Kota	u	v	Kab/Kota	u	v
PACITAN	7.36	111.53	MAGETAN	7.57	112.92
PONOROGO	7.24	111.26	NGAWI	7.32	112.13
TRENGGALEK	7.12	113.15	BOJONEGORO	8.03	111.53
TULUNGAGUNG	7	113.51	TUBAN	7.1	113.28
BLITAR	8.02	111.42	LAMONGAN	8.1	114.21
KEDIRI	8.16	113.32	GRESIK	7.47	112.03
MALANG	7.47	112.74	BANGKALAN	8.11	111.06
LUMAJANG	7.54	113.49	SAMPANG	6.52	112.01
JEMBER	7.59	112.37	PAMEKASAN	7.34	111.26
BANYUWANGI	7.52	111.57	SUMENEP	7.02	112.44
BONDOWOSO	8.03	112	KEDIRI	7.58	112.38
SITUBONDO	7.09	112.24	BLITAR	8.04	112.09
PROBOLINGGO	7.09	111.53	MALANG	7.38	112.54
PASURUAN	7.39	111.19	PROBOLINGGO	7.14	112.44
SIDOARJO	7.07	112.24	PASURUAN	7.37	111.3
MOJOKERTO	7.27	112.42	MOJOKERTO	7.28	112.25
JOMBANG	8.08	113.13	MADIUN	7.45	113.12
NGANJUK	7.32	112.28	SURABAYA	7.51	112.31
MADIUN	7.43	113.56	BATU	7.49	112

Lampiran 3. Output MINITAB: Statistika Deskriptif ,korelasi dan
Identifikasi Multikolinearitas dengan nilai VIF

3.A Statistika Deskriptif

```
MTB > Describe 'Y' 'x1' 'x2' 'x3' 'x4';
SUBC> Mean;
SUBC> StDev;
SUBC> Minimum;
SUBC> Maximum.
Descriptive Statistics: Y1, Y2, x1, x2, x3, x4, x5, x6
```

Variable	Mean	StDev	Minimum	Maximum
Y	0.763	1.807	0.000	7.000
X1	1.148	4.632	0.000	28.170
X2	2.632	1.794	0.000	8.148
X3	88.94	6.79	75.02	101.41
X4	94.24	8.36	76.59	111.22

3.B Nilai Korelasi Antar Variabel

Correlations: Y, X1, X2, X3, X4

	Y	X1	X2	X3
X1	0.568			
X2	0.520	0.249		
X3	0.280	0.124	0.980	
X4	0.034	0.056	0.895	0.000

Cell Contents: Pearson correlation
P-Value

3.C Identifikasi Multikolinearitas dengan nilai VIF

VIF untuk X_1

The regression equation is

$$X_1 = 17.7 - 0.475 X_2 + 0.036 X_3 - 0.196 X_4$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P	VIF
Constant	17.698	9.776	1.81	0.079	
X2	-0.4748	0.4127	-1.15	0.258	1.001
X3	0.0359	0.2167	0.17	0.869	3.953
X4	-0.1962	0.1761	-1.11	0.273	3.955

$$S = 4.50063 \quad R-Sq = 13.3\% \quad R-Sq(adj) = 5.6\%$$

$$VIF \text{ untuk } X_1 = 1/(1-R_j^2) = 1/(1-13,3\%) = 1,16$$

VIF untuk X_2

The regression equation is

$$X_2 = 3.84 - 0.0789 X_1 - 0.0122 X_3 - 0.0004 X_4$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P	VIF
Constant	3.842	4.121	0.93	0.358	
X1	-0.07891	0.06859	-1.15	0.258	1.110
X3	-0.01217	0.08833	-0.14	0.891	3.954
X4	-0.00039	0.07308	-0.01	0.996	4.099

$$S = 1.83471 \quad R-Sq = 3.9\% \quad R-Sq(adj) = 0.0\%$$

$$VIF \text{ untuk } X_2 = 1/(1-R_j^2) = 1/(1-3,9\%) = 1,04$$

VIF untuk X_3

The regression equation is

$$X_3 = 22.5 + 0.022 X_1 - 0.046 X_2 + 0.706 X_4$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P	VIF
Constant	22.481	7.123	3.16	0.003	
X1	0.0225	0.1356	0.17	0.869	1.152
X2	-0.0458	0.3328	-0.14	0.891	1.040
X4	0.70623	0.07381	9.57	0.000	1.110

S = 3.56106 R-Sq = 74.7% R-Sq(adj) = 72.5%
 VIF untuk $X_3 = 1/(1-R_j^2) = 1/(1-74,7\%) = 3,92$

VIF untuk X_4

The regression equation is

$X_4 = 2.62 - 0.180 X_1 - 0.002 X_2 + 1.03 X_3$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P	VIF
Constant	2.617	9.783	0.27	0.791	
X1	-0.1796	0.1612	-1.11	0.273	1.112
X2	-0.0022	0.4025	-0.01	0.996	1.040
X3	1.0325	0.1079	9.57	0.000	1.071

S = 4.30583 R-Sq = 75.6% R-Sq(adj) = 73.5%
 VIF untuk $X_4 = 1/(1-R_j^2) = 1/(1-75,6\%) = 4,09$

Lampiran 4. Syntax dan Output Software R: Pemodelan Jumlah Kasus Tetanus dengan Regresi *Zero-Inflated Poisson* (ZIP)

```
>summary(zipreg<-zeroinfl(Y2~X1+X2+X3+X4|X1+X2+X3+X4,
data=TA1))
```

Call:

```
zeroinfl(formula = Y2 ~ X1 + X2 + X3 + X4 | X1 + X2 + X3 + X4, data
= TA1)
```

Pearson residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.343008	-0.337497	-0.127672	-0.001065	2.315527

Count model coefficients (poisson with log link):

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-5.55769	3.13198	-1.774	0.0760 .
X1	-1.62875	0.68159	-2.390	0.0169 *
X2	0.07999	0.12201	0.656	0.5121
X3	0.06028	0.05786	1.042	0.2976
X4	0.01053	0.06261	0.168	0.8664

Zero-inflation model coefficients (binomial with logit link):

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	6.0629	12.0637	0.503	0.6153
X1	-25.8936	19.6724	-1.316	0.1881
X2	-0.3495	0.4759	-0.734	0.4627
X3	1.2437	0.5604	2.219	0.0265 *
X4	-1.1977	0.5503	-2.177	0.0295 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Number of iterations in BFGS optimization: 148

Log-likelihood: -28.1 on 10 Df

Lampiran 5. Syntax dan Output Software R: Pengujian Moran's I dan Pengujian Koenker Basset

5.A Pengujian Moran's I Tetanus Neonatorum

```
> #UjiMoran'sI
> library(ape)
> TA1.dists=as.matrix(dist(cbind(TA1$u,TA1$v)))
> TA1.dists.inv=1/TA1.dists
> diag(TA1.dists.inv)=0
> Moran.I(TA1$Y2,TA1.dists.inv)
$observed
[1] -0.05932317
$expected
[1] -0.02702703
$sd
[1] 0.04595137
$p.value
[1] 0.4821598
```


5.B Pengujian *Koenker-Basset Tetanus Neonatorum*

```
> #ujiKoenker-Basset(KB)
> summary(zipreg<-zeroinfl(Y2~X1+X2+X3+X4|X1+X2+X3+X4,
data=TA1))
```

Call:

```
zeroinfl(formula = Y2 ~ X1 + X2 + X3 + X4 | X1 + X2 + X3 + X4, data
= TA1)
```

Pearson residuals:

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-1.343008	-0.337497	-0.127672	-0.001065	2.315527

Count model coefficients (poisson with log link):

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-5.55769	3.13198	-1.774	0.0760 .
X1	-1.62875	0.68159	-2.390	0.0169 *
X2	0.07999	0.12201	0.656	0.5121
X3	0.06028	0.05786	1.042	0.2976
X4	0.01053	0.06261	0.168	0.8664

Zero-inflation model coefficients (binomial with logit link):

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	6.0629	12.0637	0.503	0.6153
X1	-25.8936	19.6724	-1.316	0.1881
X2	-0.3495	0.4759	-0.734	0.4627
X3	1.2437	0.5604	2.219	0.0265 *
X4	-1.1977	0.5503	-2.177	0.0295 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Number of iterations in BFGS optimization: 148

Log-likelihood: -28.1 on 10 Df

```
> ycap<-as.vector(predict(zipreg))
```

```
> ycap
```

[1]	2.828290e-02	1.803842e+00	8.634854e-02	5.901088e-03
	1.002261e-01			

```

[6] 9.550681e-02 5.682619e-01 1.559405e-01 2.518881e+00
8.268945e-01
[11] 6.126733e-01 1.002423e+00 2.560487e+00 1.879083e-01
2.685761e-05
[16] 1.806547e-02 8.690219e-01 2.106821e-03 8.446489e-01
1.048714e-01
[21] 1.356233e-01 2.842234e-01 7.756624e-01 3.731182e+00
9.320145e-02
[26] 4.571265e+00 4.728698e+00 1.464505e-01 8.290788e-01
8.402768e-05
[31] 5.377757e-07 9.047235e-05 2.293866e-01 4.704166e-02
1.476375e-20
[36] 1.818076e-02 5.335686e-01 6.304807e-01
> residual<-as.vector(Y2-ycap)
> residual
[1] -2.828290e-02 -1.803842e+00 -8.634854e-02 -5.901088e-03 -
1.002261e-01
[6] -9.550681e-02 -5.682619e-01 -1.559405e-01 4.481119e+00 -
8.268945e-01
[11] 3.873267e-01 1.997577e+00 -1.560487e+00 -1.879083e-01 -
2.685761e-05
[16] -1.806547e-02 -8.690219e-01 -2.106821e-03 -8.446489e-01 -
1.048714e-01
[21] -1.356233e-01 1.715777e+00 2.243376e-01 -3.731182e+00 -
9.320145e-02
[26] 2.428735e+00 2.713024e-01 -1.464505e-01 1.170921e+00 -
8.402768e-05
[31] -5.377757e-07 -9.047235e-05 -2.293866e-01 -4.704166e-02 -
1.476375e-20
[36] -1.818076e-02 -5.335686e-01 -6.304807e-01
> summary(lm(residual^2~ycap^2))

Call:
lm(formula = residual^2 ~ ycap^2)

Residuals:
    Min     1Q   Median     3Q      Max
-8.8217 -0.8141 -0.2561 -0.0905 15.3025

```

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.08482	0.63106	0.134	0.893821
ycap	1.86318	0.43645	4.269	0.000137 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 3.298 on 36 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.3361, Adjusted R-squared: 0.3176

F-statistic: 18.22 on 1 and 36 DF, p-value: 0.0001365

Lampiran 6. *Syntax* dan Output R : Jarak Euclid Antar Kabupaten/Kota

6.A *Syntax* Jarak Euclid Antar Kabupaten/Kota

```
> jarak2<-matrix(nrow=38,ncol=38)
> for(i in 1:38)
+ for(j in 1:38)
+ {jarak2[i,j]=sqrt((u[i,]-u[j,])**2+(v[i,]-v[j,])**2)}
> write.table(jarak2,file="D:/jarak2.csv",sep=",")
```

6.B Output Jarak Euclid Antar Kabupaten/Kota

Kab/Kota	1	2	3	...	38
1	0	0.295466	1.637681	...	0.487647
2	0.295466	0	1.893806	...	0.781089
3	1.637681	1.893806	0	...	1.208056
4	2.012461	2.262764	0.379473	...	1.587514
5	0.669104	0.796241	1.950103	...	0.785684
6	1.960638	2.256103	1.053803	...	1.480304
7	1.21499	1.497765	0.539073	...	0.74027
8	1.968248	2.250089	0.54037	...	1.490839
9	0.870919	1.163873	0.910659	...	0.383275
10	0.164924	0.417732	1.629847	...	0.431045
11	0.818413	1.082451	1.466492	...	0.54
12	0.759605	0.991413	0.910494	...	0.466476
13	0.27	0.308869	1.620278	...	0.617171
14	0.341321	0.165529	1.97851	...	0.816149
15	0.766942	0.994636	0.911373	...	0.483735
16	0.894539	1.160388	0.745252	...	0.474131
17	1.754537	2.05	0.960208	...	1.274755
⋮	⋮	⋮	⋮	...	⋮
33	0.936216	1.18423	0.710282	...	0.562228
34	0.230217	0.136015	1.866815	...	0.710211
35	0.724431	0.990808	0.914112	...	0.326497
36	1.592545	1.871817	0.331361	...	1.120714
37	0.794292	1.084159	0.926121	...	0.310644
38	0.487647	0.781089	1.208056	...	0

Lampiran 7. *Syntax* dan Output R : Matriks Pembobot Setiap Kabupaten/Kota Secara Keseluruhan

7.A Syntax Penentuan Matriks Pembobot Tetanus Neonatorum Setiap Kabupaten/Kota

```
> #MatriksPembobot
> #bisquare
> library(spgwr)
bdwtBisquare=gwr.sel(Y2~X1+X2+X3+X4,data=TA1,coords=cbind(T
A1$u,TA1$v),adapt=TRUE,gweight=gwr.bisquare)
Adaptive q: 0.381966 CV score: 237.4458
Adaptive q: 0.618034 CV score: 214.7549
Adaptive q: 0.763932 CV score: 208.881
Adaptive q: 0.8286322 CV score: 194.9043
Adaptive q: 0.8940889 CV score: 180.5393
Adaptive q: 0.9345433 CV score: 175.3603
Adaptive q: 0.9595456 CV score: 170.869
Adaptive q: 0.9749978 CV score: 166.561
Adaptive q: 0.9845478 CV score: 156.7831
Adaptive q: 0.99045 CV score: 152.8695
Adaptive q: 0.9940978 CV score: 150.9902
Adaptive q: 0.9963522 CV score: 149.9827
Adaptive q: 0.9977456 CV score: 149.4095
Adaptive q: 0.9986067 CV score: 149.0723
Adaptive q: 0.9991389 CV score: 148.87
Adaptive q: 0.9994678 CV score: 148.7472
Adaptive q: 0.9996711 CV score: 148.6722
Adaptive q: 0.9997967 CV score: 148.6261
Adaptive q: 0.9998744 CV score: 148.5978
Adaptive q: 0.9999224 CV score: 148.5803
Adaptive q: 0.9999224 CV score: 148.5803
>
GRTGB=gwr(Y2~X1+X2+X3+X4,data=TA1,coords=cbind(TA1$u,TA
1$v),adapt=bdwtBisquare,gweight=gwr.bisquare,hatmatrix=TRUE)
> GRTGB$bandwidth
[1] 2.778078 3.070543 2.311632 2.688726 2.789773 2.264893
1.797191 2.495393
[9] 1.907897 2.700912 2.209977 2.211890 2.861703 3.100178
```

```

2.221098 1.971963
[17] 2.070184 2.079804 2.590179 1.936219 2.219184 2.679589
2.437984 3.149875
[25] 2.267093 3.148658 2.706780 3.044129 2.072546 1.901029
2.119785 1.818102
[33] 2.012615 2.997985 2.122630 2.162461 1.987718 2.290560
> bdwtBisquare
[1] 0.9999224
> pembobotG3<-matrix(nrow=38,ncol=38)
> for(i in 1:38)
+ for(j in 1:38)
+ {pembobotG3[i,j]= (1-(jarak2[i,j]/bdwtBisquare)^2)^2}
> write.table(pembobotG3,file="D:/pembobotG3.csv",sep=",")

```

7.B Output Matriks Pembobot Tetanus Neonatorum Setiap Kabupaten/Kota

Kab/Kota	1	2	3	...	38
1	1.000	0.957	0.262	...	0.888
2	0.957	1.000	0.166	...	0.737
3	0.262	0.166	1.000	...	0.482
4	0.132	0.077	0.931	...	0.284
5	0.799	0.728	0.149	...	0.734
6	0.146	0.078	0.574	...	0.334
7	0.478	0.326	0.865	...	0.760
8	0.144	0.080	0.864	...	0.329
9	0.684	0.508	0.661	...	0.929
10	0.986	0.916	0.265	...	0.911
11	0.715	0.557	0.341	...	0.864
12	0.749	0.612	0.661	...	0.897
13	0.964	0.953	0.269	...	0.827
14	0.943	0.986	0.141	...	0.717
15	0.745	0.610	0.660	...	0.890

Kab/Kota	1	2	3	...	38
16	0.670	0.510	0.757	...	0.894
17	0.215	0.122	0.631	...	0.444
⋮	⋮	⋮	⋮	...	⋮
34	0.974	0.991	0.175	...	0.777
35	0.769	0.612	0.658	...	0.948
36	0.281	0.173	0.947	...	0.534
37	0.729	0.556	0.651	...	0.953
38	0.888	0.737	0.482	...	1.000

Lampiran 8. Syntax Pemodelan Jumlah Kasus Tetanus dengan Metode GWZIPR dan Pengujian Hipotesis Model GWZIPR

```

> #EM
> W2<-as.matrix(read.table(file="clipboard",header=FALSE,sep="\t"))
> s0_beta<-as.vector(s0[1:5])
> s0_gamma<-as.vector(s0[6:10])
> Sm<-matrix(c(0),nrow=38,ncol=38)
> Rm<-matrix(c(0),nrow=38,ncol=38)
> Q<-matrix(c(0),nrow=38,ncol=38)
> mu_diag<-matrix(c(0),nrow=38,ncol=38)
> X=cbind(1,X1,X2,X3,X4)
> Ez<-matrix(c(0),nrow=38,ncol=1)
> mu<-matrix(c(0),nrow=38,ncol=1)
> phi<-matrix(c(0),nrow=38,ncol=1)
> par<-matrix(c(0),nrow=10,ncol=38)
em=function(Y2,X,W2,Ez,Sm,Rm,mu,mu_diag,Q,phi,s0,s0_beta,s0_gamma)
+ {
+ for(i in 1:38)
+ {
+ mu[i]=exp(X[i,]%*%s0_beta)
+ phi[i]=exp(X[i,]%*%s0_gamma)/(1+exp(X[i,]%*%s0_gamma))
+ Ez[i]=1/(1+exp(-(X[i,]%*%s0_gamma)-exp(X[i,]%*%s0_beta)))

```

```

+ Ez[i]<-ifelse(Y1[i]>0,0,Ez[i])
+ Sm[i,i]=1-Ez[i]
+ mu_diag[i,i]=mu[i]
+ Rm[i,i]=1-Ez[i]
+ Q[i,i]=phi[i]*(1-phi[i])
+ }
+ Y2_phi=as.matrix(Y2-phi)
+ Y2_mu=as.matrix(Y2-mu)
+
s0_beta=s0_beta+ginv(t(X)%*%Sm%*%W2%*%mu_diag%*%X)%*%
(t(X)%*%Sm%*%W2%*%(Y2_mu))
s0_gamma=s0_gamma+ginv(t(X)%*%Rm%*%W2%*%Q%*%X)%*%
(t(X)%*%Rm%*%W2%*%(Y2_phi))
+ s0_beta
+ s0_gamma
+ s0=s0_beta
+ s0[6:10]=s0_gamma
+ s0
+ }
>
> zhit=matrix(c(0),nrow=10,ncol=38)
> for(i in 1:38)
+ {
+ for(k in 1:38)
+ {
+ mu[k]=exp(X[k,]%*%s0_beta)
+ phi[k]=exp(X[k,]%*%s0_gamma)/(1+exp(X[k,]%*%s0_gamma))
+ Ez[k]=1/(1+exp(-(X[k,]%*%s0_gamma)-exp(X[k,]%*%s0_beta)))
+ Ez[k]<-ifelse(Y1[k]>0,0,Ez[k])
+ Sm[k,k]=1-Ez[k]
+ mu_diag[k,k]=mu[k]
+ Rm[k,k]=1-Ez[k]
+ Q[k,k]=phi[k]*(1-phi[k])
+ }
+ ww<-diag(W2[i,])
+ ww
+ H_beta=ginv(t(X)%*%Sm%*%ww%*%mu_diag%*%X)
+ H_gamma=ginv(t(X)%*%Rm%*%ww%*%Q%*%X)
+ H_beta

```



```

+ H_gamma
+
iter=function(Y2,X,ww,Ez,Sm,Rm,mu,mu_diag,Q,phi,s0,s0_beta,s0_gamma)
+ {
+
s1=em(Y2,X,ww,Ez,Sm,Rm,mu,mu_diag,Q,phi,s0,s0_beta,s0_gamma)
+ for(j in 1:10)
+ {
+ if(abs(s0[j]-s1[j])>0.0001)
+ {
+ s0=s1
+ iter(Y2,X,ww,Ez,Sm,Rm,mu,mu_diag,Q,phi,s0,s0_beta,s0_gamma)
+ }
+ else s1
+ }
+ s1
+ }
+ p=iter(Y2,X,ww,Ez,Sm,Rm,mu,mu_diag,Q,phi,s0,s0_beta,s0_gamma)
+ par[,i]<-p
+ par
+ beta<-as.vector(par[1:5,i])
+ beta
+ for(l in 1:5)
+ {
+ zhit[l,i]=beta[l]/H_beta[l,l]
+ }
+ gamma<-as.vector(par[6:10,i])
+ gamma
+ for(l in 1:5)
+ {
+ zhit[l+5,i]=gamma[l]/H_gamma[l,l]
+ }
+ }
+ }
> write.table(par,file="D:/parameterR2.csv",sep=",")
> write.table(zhit,file="D:/zhitungR2.csv",sep=",")
>
>
> #PengujianSerentak

```

```

> Ezm<-matrix(c(0),nrow=38,ncol=1)
> par

> LR=0
> for(i in 1:38)
+ {
+ beta_hat<-as.vector(par[1:5,i])
+ beta_hat
+ gamma_hat<-as.vector(par[6:10,i])
+ gamma_hat
+ Ezm[i]=1/(1+exp(-(X[i,]%%gamma_hat)-exp(X[i,]%%beta_hat)))
+ Ezm[i]<-ifelse(Y2[i]>0,0,Ezm[i])
+ ww<-diag(W2[i,])
+ ww
+ beta_nol<-beta_hat[1]
+ gamma_nol<-gamma_hat[1]
+ l=m=n=o=0
+ l=l+(1-Ezm[i])*(Y2[i]*beta_nol-exp(beta_nol))
+ m=m+Ezm[i]*gamma_nol-log(1+exp(gamma_nol))
+ n=n+(((1-Ezm[i])*X[i,]%%beta_hat*Y2[i])-((1-
Ezm[i])*exp(X[i,]%%beta_hat))
+ o=o+(Ezm[i]*X[i,]%%gamma_hat)-
(log(1+exp(X[i,]%%gamma_hat)))
+ l
+ m
+ LLH0=sum(l)+sum(m)
+ n
+ o
+ LLP=sum(n)+sum(o)
+ G=-2*(LLH0-LLP)
+ LR=LR+G
+ }
> LR
[1] 876.3523

```

Lampiran 9. Output Hasil Taksiran Parameter $\hat{\beta}(u_i, v_i)$ GWZIPR dan

$\hat{\gamma}(u_i, v_i)$ Tetanus Neonatorum

Kab/Kota	1	2	3	...	10
1	-6.496	0.021	0.158	...	0.840
2	-7.560	0.024	0.159	...	0.852
3	-2.441	0.014	0.162	...	0.724
4	-2.115	0.013	0.161	...	0.676
5	-7.412	0.020	0.146	...	0.792
6	-1.702	0.009	0.161	...	0.600
7	-2.952	0.013	0.162	...	0.746
8	-1.789	0.011	0.163	...	0.622
9	-3.777	0.014	0.160	...	0.775
10	-6.422	0.020	0.157	...	0.826
11	-5.012	0.015	0.152	...	0.768
12	-4.114	0.017	0.161	...	0.834
13	-6.362	0.022	0.161	...	0.864
14	-7.983	0.025	0.157	...	0.840
15	-4.115	0.017	0.161	...	0.836
16	-3.669	0.015	0.161	...	0.801
17	-2.046	0.010	0.160	...	0.637
⋮	⋮	⋮	⋮	...	⋮
34	-7.472	0.023	0.157	...	0.841
35	-4.088	0.016	0.161	...	0.814
36	-2.318	0.012	0.163	...	0.695
37	-3.934	0.015	0.160	...	0.788
38	-4.844	0.017	0.159	...	0.811

Kolom 1 = $\hat{\beta}_0(u_i, v_i)$... Kolom 5 = $\hat{\beta}_4(u_i, v_i)$

Kolom 6 = $\hat{\gamma}_0(u_i, v_i)$... Kolom 6 = $\hat{\gamma}_4(u_i, v_i)$

Lampiran 10. Output Hasil Z_{hitung} Taksiran Parameter $\hat{\beta}(u_i, v_i)$ dan $\hat{\gamma}(u_i, v_i)$ GWZIPRTetanus Neonatorum

Kab/Kota	1	2	3	...	10
1	-0.52	11.33	10.40	...	64.86
2	-0.52	11.64	9.11	...	58.86
3	-0.26	6.86	10.52	...	53.35
4	-0.21	5.59	8.69	...	41.70
5	-0.55	9.32	8.85	...	55.39
6	-0.17	3.58	9.32	...	38.20
7	-0.33	7.61	12.17	...	63.02
8	-0.19	4.77	9.56	...	40.67
9	-0.41	8.51	12.42	...	67.81
10	-0.53	10.92	10.54	...	64.74
11	-0.47	7.92	10.87	...	61.79
12	-0.41	10.09	11.87	...	70.93
13	-0.49	11.59	10.09	...	64.78
14	-0.54	11.45	8.82	...	56.83
15	-0.41	10.11	11.81	...	70.86
16	-0.39	9.23	12.30	...	69.55
17	-0.21	4.33	10.22	...	44.71
⋮	⋮	⋮	⋮	...	⋮
34	-0.54	11.49	9.36	...	59.71
35	-0.42	9.76	12.25	...	70.91
36	-0.26	6.30	11.12	...	53.08
37	-0.42	8.97	12.43	...	69.16
38	-0.47	10.00	11.97	...	69.88

Kolom 1 = $\hat{\beta}_0(u_i, v_i)$... Kolom 5 = $\hat{\beta}_4(u_i, v_i)$

Kolom 6 = $\hat{\gamma}_0(u_i, v_i)$... Kolom 6 = $\hat{\gamma}_4(u_i, v_i)$

Lampiran 11. Output Pengujian Distribusi Poisson

#	<u>Distribution</u>	<u>Kolmogorov Smirnov</u>		<u>Anderson Darling</u>	
		Statistic	Rank	Statistic	Rank
1	<u>D. Uniform</u>	0.5	2	18.947	3
2	<u>Geometric</u>	0.56716	3	11.251	2
3	<u>Poisson</u>	0.46619	1	9.6976	1
4	Bernoulli	No fit (data max > 1)			
5	Binomial	No fit			
6	Hypergeometric	No fit			
7	Logarithmic	No fit (data min < 1)			
8	Neg. Binomial	No fit			

DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran	Judul	Halaman
1	Data Studi Kasus Jumlah Penyakit Tetanus	73
2	Koordinat Geografis Kabupaten/Kota di Jawa Timur	75
3	Hasil Statistika Deskriptif dan Identifikasi Multikolinieritas.....	76
4	Syntax dan Output R Regresi ZIP	78
5	Syntax dan Output R Moran's I dan <i>Koenker-Basset</i> .	79
6	Syntax dan Output R Jarak <i>Euclidian</i> antar Kabupaten/Kota di Jawa Timur	82
7	Syntax dan Output R Matriks Pembobot	84
8	Syntax dan Output R Pemodelan GWZIPR.....	86
9	Output Hasil Taksiran Parameter GWZIPR	90
10	Output Hasil Z_{hitung} Taksiran Parameter GWZIPR	91
11	Output Pengujian Distribusi Poisson	92

DAFTAR PUSTAKA

- Amaliana, L., & Drs. Purhadi, M. (2014). *Model Geographically Weighted Zero Inflated Poisson Regression (Studi Kasus: Jumlah Kasus Penyakit Kaki Gajah(Filiaris) di Provinsi Jawa Timur tahun 2012)*. Surabaya: ITS press.
- Anselin, L. (1998). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Netherlands: Kluwer Academic Publisher.
- Budiarso, L. R. (1983). Sebab Kematian Bayi dan Anak Balita Survei Kesehatan Rumah Tangga 1980. *Buletin Penelitian Kesehatan* , Vol XI no 1.
- Cameron, A. C. (2005). *Microeconometrics, Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.
- [Depkes RI]. Departemen Kesehatan Republik Indonesia. (1993). *Profil Kesehatan Indonesia*. Jakarta: Pusat Data dan Informasi.
-
- (2005). *Profil Kesehatan Indonesia*. Jakarta: Pusat Data dan Informasi.
- Dina, Risa. A. (2009). *Gambaran Epidemiologi Kasus dan Kematian Tetanus di Kabupaten Serang tahun 2005-2008*. Jakarta: UI.
- Dinkes Jatim. (2013). *Profil Kesehatan Jawa Timur Tahun 2012*. Surabaya: Dinkes Prov Jatim.
- Fotheringham A S, C. M. (1997). Geographically Weighted Regression: a Natural Evolution of the Expansion Method for Spatial Data Analysis. *Environment and Planning A* 1998 vol 30 , 1905-1927.
- Greene. (2003). *Econometrics Analysis, 5th Edition*. New Jersey: Prentice Hall.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics, 4th Edition*. New York: The McGraw-Hill Companies.
- Hocking, R. (1996). *Methods and Application of Linear Models*. New York: John Wiley & Sons.

- [Kemenkes RI]. Kementerian Kesehatan Republik Indonesia (2012). *Eliminasi Tetanus Maternal dan Neonatal*. Jakarta: Jendela Data dan Informasi Kesehatan.
-
- (2013). *Profil Kesehatan Indonesia 2012*. Jakarta: Kementerian Kesehatan Republik Indonesia.
- Khosghoftar, Gao, & Szabo. (2004). Comparing Software Fault Predictions of Pure and Zero-Inflated Poisson Regression Models. *International Journal of System Science* , Vol. 36, No. 11, hal.705-715.
- Lambert, D. (1992). Zero-Inflated Poisson Regression, With an Application to Defects in Manufacturing. *American Statistical Association and the American Society for Quality Control, Technometrics* , Vol. 34, No.1. 1-14.
- Lestari, N. (2011, November 8). *Epidemiologi Penyakit Menular*. Retrieved September 1, 2014, from Epidemiologi Penyakit Menular: <http://epidemiologi.blogspot.com>
- Lestari, S. P. (2014). *Pemodelan Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Penyakit Tetanus Neonatorum di Jawa Timur*. Surabaya: ITS.
- Maulidia, N. (2014). *Gambaran Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Pengetahuan Ibu Hamil Tentang Pemberian Imunisasi Tetanus Toxoid Di Puskesmas Keumala Kecamatan Keumala*. Banda Aceh: Stiekes Ubudiyah.
- McCullagh, P & Nelder, J.A. (1989). *Generalized Linear Models, 2th Edition*. London: Chapman and Hall.
- Myers, M. V. (1990). *Generalized Linear Model with Applications in Engineering and Sciences, 2th Edition*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- P Propastin, M. K. (2008). Application of Geographically Weighted Regression to Investigate the Impact of Scale on Prediction Uncertainty by Modelling Relationship between

- Vegetation and Climate. *International Journal of Spatial Data Infrastructures Research* vol 3 , 73-94.
- Primanita, H. (2009). *Faktor – Faktor Yang Berhubungan Dengan Status Imunisasi Tetanus Toksoid (Tt) Pada Ibu Hamil Di Wilayah Kerja Puskesmas Mancak Kabupaten Serang Banten 2009*. Jakarta: UIN Syarif Hidayatullah.
- Sandra, T. (2010). *Faktor Determinan Status Imunisasi Dasar Lengkap Pada Anak Usia 12 Bulan Di Indonesia (Analisis Data Riskesdas 2007)*. Jakarta: FKM UI.
- Yunus Ariyanto, A. M. (2011, November 26). *Faktor Risiko Status Imunisasi Tetanus Toxoid (Tt) Ibu Hamil: KONTEKS*. (A. M. Yunus Ariyanto, Performer) FKM Universitas Jember, Jember, Jawa Timur, Indonesia.

TENTANG PENULIS



Penulis lahir di Situbondo pada tanggal 24 Mei 1993. Penulis merupakan anak kedua dari pasangan Bapak Bambang Eko Purnomo dan Ibu Triwidji Astuti. Pendidikan formal yang pernah ditempuh antara lain TK Babussalam, SDN Geluran 3 Sidoarjo, SMPN 1 Surabaya, dan SMAN 5 Surabaya. Kemudian di tahun 2011 penulis mengikuti Seleksi penerimaan Mahasiswa Baru di ITS jalur undangan yang selanjutnya diterima di program Sarjana Statistika FMIPA ITS. Selama masa kuliah penulis aktif dalam kegiatan organisasi dan pelatihan. Organisasi yang diikuti penulis adalah HIMASTA-ITS sebagai Staff Departemen PSDM, Supervisor Pst, Bakor Pemandu FMIPA dan UKTK ITS. Selain itu penulis aktif dalam berbagai kegiatan kepanitian seperti ITS EXPO, STATION, TWBLT dan lain-lain. Sedangkan pelatihan yang diikuti antara lain ESQ, beberapa tingkatan jenjang LKMM, IBS 2012, Sekolah Pengader ITS dan lain-lain. Selain itu penulis juga merupakan asisten dosen untuk mata kuliah Teknik Sampling dan Survey. Segala kritik dan saran yang membangun dapat dikirim melalui email berikut : ratihnusantara@gmail.com